

# **Anais do I Encontro de Economia Aplicada**

**13 e 14 de maio de 2014**



**Programa de Pós-graduação em Economia**

**Faculdade de Economia**

**Universidade Federal de Juiz de Fora**

## **Comissão Organizadora**

Silvinha Vasconcelos (Presidência/UFJF)  
Claudio Vasconcelos (UFJF)  
Eduardo Haddad (USP)  
Fernando Perobelli (UFJF)  
Helder de Mendonça (UFF)  
Joanílio Teixeira (UNB)  
Marcel Toledo (UFJF)  
Paulo Coimbra (UFJF)  
Ricardo Freguglia (UFJF)  
Rodrigo Simões (UFMG)  
Sabino Porto Jr. (UFRGS)  
Sidney Caetano (UFJF)  
Wilson Rotatori (UFJF)

## **Comissão Científica**

### **Área 1: Crescimento e Desenvolvimento Econômico**

Sidney Caetano (Universidade Federal de Juiz de Fora)  
Sabino da Silva Pôrto Júnior (Universidade Federal do Rio Grande do Sul)  
José Ronaldo de Castro Souza Jr (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicada)

### **Área 2: Economia Regional e Urbana**

Fernando Perobelli (Universidade Federal de Juiz de Fora)  
Alexandre Porsse (Universidade Federal do Paraná)  
Edson Domingues (Universidade Federal de Minas Gerais)

### **Área 3: Finanças**

Fernanda Perobelli (Universidade Federal de Juiz de Fora)  
Henrique Castro (Universidade de São Paulo)  
Claudia Yoshinaga (Fundação Getúlio Vargas de São Paulo)

### **Área 4: Economia Internacional**

Claudio Vasconcelos (Universidade Federal de Juiz de Fora)  
Flavio Vieira (Universidade Federal de Uberlândia)  
Antônio Carvalho Campos (Universidade Federal de Viçosa)

### **Área 5: Macroeconomia Aplicada**

Wilson Rotatori (Universidade Federal de Juiz de Fora)  
Geraldo Edmundo Silva Júnior (Universidade Federal de São Carlos)  
Roberto Meurer (Universidade Federal de Santa Catarina)

### **Área 6: Microeconomia Aplicada**

Flávia Chein (Universidade Federal de Juiz de Fora)  
Cristine Pinto (Fundação Getúlio Vargas de São Paulo)  
Kenya Noronha (Universidade Federal de Minas Gerais)

### **Área 7: Economia Social e do Trabalho**

Ricardo Freguglia (Universidade Federal de Juiz de Fora)  
Maurício Cortez Reis (Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro)  
Elaine Toldo Pazello (Universidade de São Paulo de Ribeirão Preto)

## **Área 1: Crescimento e Desenvolvimento Econômico**

### **Efeitos do crescimento econômico sobre os estados brasileiros (1992-2006)**

*Rosa Livia Gonçalves Montenegro (UFMG), Thiago Henrique Carneiro Rios Lopes (UFMG), Luiz Carlos de Santana Ribeiro (UFMG), Italo Spinelli da Cruz (UFS), Camilla Petrelli Corrêa de Almeida (UFMG)*

### **Medidas recentes de desoneração tributária no Brasil: uma análise de equilíbrio geral computável**

*Débora Freire Cardoso (UFMG), Kênia Barreiro de Souza (UFMG), Edson Paulo Domingues (UFMG)*

## **Área 2: Economia Regional e Urbana**

### **Diferenciais salariais, aglomerações urbanas e pendularidade no Brasil**

*Verônica de Castro Lameira (UFMG)*

### **Distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os retornos à educação no Brasil**

*Diana L. Gonzaga da Silva (USP), Gervásio Ferreira dos Santos (UFBA), Ricardo da Silva Freguglia (UFJF)*

### **Espaços urbanos saudáveis e os determinantes sociais da saúde**

*Bruno Silva de Moraes Gomes (UFJF), Suzana Quinet de Andrade Bastos (UFJF), Flávia Lúcia Chein Feres (UFJF)*

### **Modelo de Solow espacial com custo de transporte**

*João Plínio Juchem Neto (UNIPAMPA), Cesar R. Claeysen (UFGRS)*

## **Área 3: Finanças**

### **An improved model for valuing R&D projects**

*Glaúcia Fernandes (UFJF), Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli (UFJF), Luiz Eduardo Teixeira Brandão (PUC-Rio)*

### **Asset pricing under any distribution of returns: the omega CAPM**

*Gabriel F. R. Vasconcelos (UFJF), Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli (UFJF), Marcel de Toledo Vieira (UFJF)*

### **Efeitos de transmissão da taxa de juros sobre operações no mercado de cartões no Brasil**

*Débora Ionara Rodrigues de Melo (UFPB), Bruno Ferreira Frascaroli (UFPB), Alessio Tony C. de Almeida (UFPB)*

### **Financial crisis of 2007-2009 and stress test with structural changes for the Brazilian financial market**

*Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida (UFPB), Bruno Ferreira Frascaroli (UFPB)*

## **Área 4: Economia Internacional**

### **Perda de competitividade da indústria brasileira no período de 2003-2012: o efeito dos preços relativos no Brasil**

*Luiz A. de Lima Junior (UFJF), Cláudio R. F. Vasconcelos (UFJF)*

### **O efeito de variáveis macroeconômicas sobre a efetividade de medidas antidumping: uma análise robusta para a economia brasileira e argentina**

*Vinicius de Azevedo Couto Firme (UFJF), Cláudio R. F. Vasconcelos (UFJF), Rogério Silva de Mattos (UFJF)*

**A growth regime consistent with the natural rate of profit: a structural economic dynamic approach to the post-keynesian growth model**

*Ricardo Azevedo Araujo (UNB), Joanílio Rodolpho Teixeira (UNB)*

**Área 5: Macroeconomia Aplicada**

**Applying the signalling theory for monetary policy – the case of Brazil**

*Caio C. S. Gonçalves (UFRGS)*

**Central bank communication and inflation expectations in Brazil**

*Gabriel Caldas Montes (UFF), Rodolfo Tomás da Fonseca Nicolay (UFF)*

**Gestão da dívida pública, reputação fiscal e risco país**

*Gabriel Caldas Montes (UFF), Bruno Pires Tiberto (UFF)*

**Inflation forecasting in a changing environment**

*Douglas Eduardo Turatti (UFSC), Guilherme Valle Moura (UFSC)*

**The importance of credibility for the conduct of monetary policy and inflation control theoretical model and empirical analysis for brazil under inflation targeting**

*Gabriel Caldas Montes (UFF), Alexandre Curi (UFF)*

**Área 6: Microeconomia Aplicada**

**Desigualdade de oportunidades na formação de habilidades e o papel das escolas públicas**

*Igor Vieira Procópio (UFJF), Ricardo da Silva Freguglia (UFJF), Flávia Lúcia Chein Feres (UFJF)*

**Efeitos econômicos da proposta de redução tarifária sobre as operações domésticas de cabotagem no Brasil (2013-2025)**

*Admir Antônio Betarelli Junior (UFJF), Edson Paulo Domingues (UFMG)*

**Modelos de previsão: o caso dos preços recebidos pelos produtores de leite no Brasil**

*Ananias V. Luis Santos (UFJF), Bruno H. P. de Carvalho (UFSJ), Daniela A. R. Torres (UFSJ), Talles G. de Mendonça (UFSJ), Andréa C. S. Delfino (UFSJ)*

**Políticas de cotas não raciais aumentam a admissão de pretos e pardos na universidade? Simulações para a UERJ**

*Alvaro Alberto Ferreira Mendes Junior (UFMG/UFF), Fábio Domingues Waltenberg (UFF)*

**Área 7: Economia Social e do Trabalho**

**Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2002 e 2011.**

*Márcia Marques de Carvalho, Fábio Domingues Waltenberg<sup>1</sup>*

**General equilibrium effects of cash transfers**

*M. Christian Lehmann (UNB)*

**Oferta pública inicial (ipo), mobilidade de trabalhadores e diferenciais salariais: uma análise com dados em painel para o período de 2002 a 2008**

*Thaís Salzer (BACEN), Ricardo Freguglia (UFJF), Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli (UFJF)*

**Troca de diretor e desempenho da escola**

*Jéssica Gagate Miranda (FEARP – USP)*



## EFEITOS DO CRESCIMENTO ECONÔMICO SOBRE OS ESTADOS BRASILEIROS (1992-2006)

Rosa Livia Gonçalves Montenegro<sup>1</sup>  
Thiago Henrique Carneiro Rios Lopes<sup>2</sup>  
Luiz Carlos de Santana Ribeiro<sup>3</sup>  
Italo Spinelli da Cruz<sup>4</sup>  
Camilla Petrelli Corrêa de Almeida<sup>5</sup>

**Resumo:** A economia brasileira foi marcada por importantes mudanças ao longo da década de 1990 e início dos anos 2000 como a abertura comercial, alterações nas políticas monetária e cambial, bem como de distribuição de renda. Assim, o objetivo deste artigo é analisar o processo de crescimento econômico dos 27 estados brasileiros entre 1992 e 2006. Para tanto, utiliza-se a metodologia da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e modelos de regressão espacial com dados em painel. Os dois métodos possibilitam observar o desempenho espacial e temporal do crescimento econômico no Brasil. Os resultados mostram que alguns efeitos para o crescimento econômico brasileiro foram importantes como os anos de estudo e, em menor grau, os gastos do governo e a taxa de fecundidade. Ademais, a principal conclusão do trabalho foi que a taxa de crescimento dos estados brasileiros sob o período em análise não é significativamente afetada pelo crescimento dos seus estados vizinhos.

**Palavras-chave:** Crescimento econômico; Estados brasileiros; Modelos em painel de dados com dependência espacial.

**Abstract:** The Brazilian economy has been marked by important changes throughout the 1990s and early 2000s such as trade liberalization, changes in monetary and fiscal policies, as well as income distribution. In this regard, the objective of this paper is to analyze the economic growth process in the 27 Brazilian states between 1992 and 2006. For this, we use the methodology of Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) and spatial regression models with panel data. Both methods allow observe the spatial and temporal performance of economic growth in Brazil. Most all variables were statistically significant and showed signs according to theory. The main result shows that, despite the need to consider the space in the model, the growth rate of the Brazilian states between the years 1992 and 2006 is not significantly affected by the growth of its neighbors.

**Keywords:** Economic growth; Brazilian states; Panel data model with spatial dependence.

**Classificação JEL:** C31; C33; O47; R11.

**Área 1:** Crescimento e Desenvolvimento Econômico

---

<sup>1</sup> Doutoranda em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFMG). E-mail: rosalivia@cedeplar.ufmg.br

<sup>2</sup> Doutorando em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG. E-mail: thiagoenriquerios@gmail.com

<sup>3</sup> Doutorando em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG. Email: luizribeiro@cedeplar.ufmg.br

<sup>4</sup> Mestre em Desenvolvimento Regional e Gestão de Empreendimento Locais pela Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe. E-mail: italo.spinelli@gmail.com

<sup>5</sup> Doutoranda em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG. E-mail: almeida\_milla@yahoo.com.br

## 1 INTRODUÇÃO

A trajetória recente da economia brasileira é caracterizada por grandes transições econômicas. Para o período analisado neste estudo, que abrange os anos entre 1992 a 2006, é oportuno mencionar alguns aspectos relevantes. Entre os anos de 1990 a 1994, iniciaram-se os processos de privatização, abertura comercial e financeira, além da estabilização monetária com o surgimento do Plano Real. No período entre 1995 e 2002, se consolida o processo das reformas econômicas e da política de controle inflacionário, além da adoção do novo regime de política macroeconômica a partir de 1999. No triênio 2003-2006, verificou-se um relativo processo de crescimento econômico, com níveis mais elevados de investimento e aumento do emprego.

O desenvolvimento formal dos modelos de crescimento econômico ocorre somente no final dos anos 1930 e meados da década de 1940. Dentre as vertentes mais importantes, três delas merecem destaque. A primeira diz respeito aos modelos de tradição keynesiana por meio dos estudos de Harrod (1939) e Domar (1946). Na segunda vertente evidencia-se o modelo neoclássico de crescimento exógeno elaborado por Solow-Swan (1956). Por fim, destacam-se os modelos de crescimento endógeno inspirados pelos trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988). Romer (1990) endogeniza o progresso tecnológico que é guiado por pesquisas e desenvolvimento (P&D) nos países avançados. Outro trabalho relevante na literatura de crescimento foi realizado por Mankiw, Romer e Weil (1992). Esses autores propuseram uma ampliação do modelo de Solow (1956) a partir da inclusão de uma variável que representasse a acumulação de capital humano. Vale salientar que a preocupação de que fatores associados ao capital humano afetam o crescimento teve origem com Lucas (1988) com inspiração no trabalho de Becker (1964).

Os estudos mais recentes sobre crescimento econômico têm se preocupado em considerar o espaço como elemento de análise. O surgimento da teoria da Nova Geografia Econômica, (FUJITA *et al.*, 1999) associado ao aprimoramento da modelagem de econometria espacial, tem permitido a identificação de um conjunto de variáveis econômicas, sociais, ambientais e de infraestrutura urbana que podem afetar o crescimento de determinada região e seus vizinhos, a partir de efeitos de transbordamentos espaciais.

Dessa forma, ao propor um estudo de crescimento econômico para os estados brasileiros, este artigo destaca a necessidade de se considerar os aspectos espaciais nos modelos tradicionais sobre o tema. Logo, a principal contribuição deste trabalho é analisar o processo de crescimento dos estados brasileiros através de um modelo de dados em painel em que eventuais efeitos espaciais sejam considerados.

A proposta de avaliar os efeitos do crescimento econômico no Brasil é aplicada, principalmente, com o recorte territorial para estados ou municípios. Magalhães *et al.* (2005) investigaram a convergência de renda per capita dos estados brasileiros entre os anos 1970 e 1995. Os autores concluíram que existe dependência espacial entre as Unidades da Federação e, desta forma, sugeriram que os modelos que estudam os estados brasileiros devem considerar a dependência espacial, sob pena de mal especificação. Silveira Neto e Azzoni (2006) também evidenciaram padrões de correlação espacial em estudos de crescimento regional no Brasil.

Resende (2005) especificou um modelo para captar os *spillovers* que influenciaram as taxas de crescimento de renda per capita nos municípios mineiros no período entre 1991 e 2000. De modo geral, os resultados indicaram que as externalidades espaciais afetaram o crescimento da renda por habitante nos municípios, bem como apresentaram transbordamentos para municípios vizinhos. Ferrario *et al.* (2009), por outro lado, pesquisaram o crescimento econômico espacial dos municípios paranaenses, entre os anos 2000 e 2004. Os resultados indicaram a presença de *clusters* do tipo alto-alto e do tipo baixo-baixo, evidenciando autocorrelação positiva do crescimento econômico dos respectivos municípios. Da mesma forma, diversos autores também utilizaram a econometria espacial para mensurar efeitos do crescimento sobre alguma região brasileira (SILVEIRA NETO, 2001; MONASTÉRIO e ÁVILA, 2004; RESENDE e SILVA, 2007). Entretanto, esses estudos foram realizados para regiões/estados específicos a partir de dados de corte transversal.

Além disso, o maior aprofundamento e compreensão da relação entre o crescimento econômico e outras variáveis de controle, tais como capital humano, gastos do governo e estoque de capital também constituem preocupações deste estudo. Para tal finalidade, o trabalho propõe o uso de modelos de dados

em painel com tratamento da dependência espacial. Outro aspecto que reforça o interesse deste estudo é o uso de uma base de dados que cobre períodos mais recentes: 1992 até 2006. Dessa forma, essa análise permite uma investigação espacial e temporal da evolução econômica no país.

Este artigo está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. A segunda seção descreve a modelagem econométrica utilizada no artigo, e em seguida será apresentada a base de dados e o tratamento das variáveis utilizadas no modelo. A quarta seção discutirá os resultados. E, por fim, na última seção são tecidas as considerações finais do trabalho.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1- Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Segundo Anselin (1988), a econometria espacial é considerada um instrumento capaz de quantificar o comportamento atomístico de um determinado agente, de acordo com sua interação em relação a outros agentes heterogêneos presentes no espaço, também heterogêneos. No método, os efeitos espaciais, como a dependência e a heterogeneidade espaciais, são considerados, ao contrário dos métodos econométricos tradicionais. Ressalta-se que é recomendável uma análise exploratória de dados antes de qualquer análise estatística mais sofisticada (FOTHERINGHAM *et al.*, 2000). Desta forma, a utilização de modelos econométricos espaciais permite evitar vários problemas de inferência estatística que gerariam resultados e conclusões incorretos.

Outros problemas que devem ser levados em consideração são alertados por Anselin e Bera (1998) que explicam o quanto é difícil diferenciar autocorrelação espacial de heterogeneidade espacial. Os autores argumentam que numa *cross-section*, os dois problemas podem ser equivalentes do ponto de vista da observação, gerando dificuldades em determinar se o problema é ocasionado pela heterocedasticidade ou pela autocorrelação espacial. Com o conjunto de técnicas da AEDE é possível descrever e observar distribuições espaciais, identificando localidades atípicas (*outliers* espaciais) e investigar padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) (ALMEIDA, 2012).

Para a realização da AEDE, das estimações do modelo e das estatísticas de autocorrelação espacial, é importante estabelecer a matriz de pesos espaciais (W). A escolha da matriz deve caracterizar um determinado arranjo espacial das interações resultantes do fato a ser estudado. Assim, a ela deve ser elaborada com o objetivo de capturar toda a autocorrelação espacial subjacente ao fenômeno em estudo.

É importante que a matriz de pesos espaciais atenda às exigências de regularidade determinada pelas propriedades assintóticas dos testes e estimadores. Anselin (1988) salienta que, na prática, a matriz W adequada deve ser escolhida, algumas vezes, por tentativa e erro. Contudo, grande parte delas nada mais é do que a disposição geográfica das observações, ou também, da contiguidade.

O critério adotado em relação a escolha da matriz de ponderação espacial (W) para a AEDE foi baseado no procedimento de Baumont *et al.* (2002). A partir da substituição de várias matrizes como, por exemplo, Rainha, Torre, inverso da distância, k vizinhos mais próximos para k=1 até k=20, a escolha foi feita mediante o maior e mais significativo valor da estatística I de Moran (MONTENEGRO e BETARELLI JUNIOR, 2008). Dada a importância da AEDE, seu objetivo neste trabalho é de explorar as características espaciais da variável dependente (taxa de crescimento do PIB *per capita*). Para tanto, a matriz de peso utilizada refere-se à matriz de proximidade geográfica, cuja convenção de contigüidade é conhecida como torre (*rook*), na qual gerou o mais alto valor do I de Moran e foi significativo estatisticamente, para os três períodos sob análise, isto é, período 1 (1992-1996), período 2 (1997-2001) e período 3 (2002-2006).

Para o cálculo da autocorrelação espacial foi utilizada a estatística I de Moran que permitirá verificar a existência ou não de autocorrelação espacial da variável sob análise. A estatística I de Moran é especificada como:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (1)$$

Ou matricialmente:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z' W z}{z' z} \quad (2)$$

em que  $n$  é o número de regiões,  $z$  denota os valores da variável de interesse padronizada,  $W_z$  caracteriza os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial  $W$ . Um elemento dessa matriz, referente à região  $i$  e à região  $j$ , é registrado como  $w_{ij}$ .  $S_0$  é igual à operação  $\sum \sum w_{ij}$ , significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais  $W$  devem ser somados (ALMEIDA, 2012).

## 2.2- Modelo de regressão com dados em painel

Os dados em painel, também conhecidos como *dados combinados*, por compreenderem uma combinação de observações em corte transversal e de séries temporais, possuem um conjunto de vantagens. Os benefícios na utilização de dados assim coletados são: i) permite controlar pela heterogeneidade individual e resolver o problema das variáveis omitidas; ii) possuem maiores informações, variabilidade, menor colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e maior eficiência; iii) são melhores para estudar a dinâmica de ajustamento; e iv) são mais capazes de identificar e medir efeitos que não seriam detectados em *cross-section* ou séries de tempo (BALTAGI, 2005; ELHORST, 2003; HSIAO, 2003).

Outra importante vantagem dos dados em painel é a possibilidade de detectar e medir efeitos de uma melhor forma do que quando a observação é realizada por intermédio de corte transversal puro, ou simplesmente, por uma série temporal pura. A inserção de uma dimensão seccional permite ampla variabilidade dos dados, de modo que o uso destes em nível agregado fornece séries mais suaves em relação às séries individuais que servem de base.

Ainda que os modelos tradicionais de painel de dados possam simplesmente acomodar o efeito espacial caracterizado pela heterogeneidade espacial, também chamados de modelos de efeitos não observados, é possível a modelagem desses efeitos por duas maneiras: pelos modelos de dados em painel com efeitos fixos e pelos modelos de dados em painel com efeitos aleatórios. Para a escolha dos dois modelos supracitados, utiliza-se o teste de Hausman<sup>6</sup> que indica a seleção do modelo entre as opções de efeitos fixos ou aleatórios.

No caso da não existência de efeitos não observados, que devem ser averiguados pelo teste de Breusch Pagan (BP), deve-se estimar o modelo de dados agrupados (*pool data*) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e testar a autocorrelação espacial nos resíduos. O teste BP, baseado no multiplicador de Lagrange, é realizado para verificação dos efeitos não observados, sendo que a hipótese nula implica que a variância dos resíduos devido aos efeitos individuais seja zero, isto é,  $\sigma_\alpha^2 = 0$ , e a alternativa,  $\sigma_\alpha^2 \neq 0$ . Não rejeitar a hipótese nula revela a inexistência de efeitos não observados. Na ausência de efeitos não observados e na hipótese da existência de autocorrelação espacial, o trabalho propõe dois modelos para o controle da dependência espacial (SAR<sup>7</sup> e SEM<sup>8</sup>), que serão descritos no próximo item.

<sup>6</sup> Para maiores detalhes sobre o teste ver Hausman (1978).

<sup>7</sup> *Spatial Auto Regressive* (SAR).

<sup>8</sup> *Spatial Error model*, ou conhecido também como Modelo de Erro Espacial (SEM).

### 2.2.1- Modelo SAR

Um dos modelos mais usados para a modelagem de correção espacial é o modelo autoregressivo espacial, conhecido como SAR. O intuito desses modelos é usar a mesma ideia dos modelos autoregressivos em séries temporais, por intermédio da incorporação de um termo defasado (lag) entre as variáveis explicativas. Em sua forma simples, o modelo SAR com a inclusão da variável dependente espacialmente defasada é especificado por meio da equação 1:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\rho$  é o parâmetro de defasagem auto-regressiva ( $-1 < \rho < 1$ ) e  $W y_t = (W y_{1t}, \dots, W y_{Nt})'$  é o vetor da variável dependente defasada;  $X_t = (X_{kt}', \dots, X_{Nt}')$  é uma matriz de observações das variáveis explicativas e  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$  é um vetor de parâmetros a ser estimado.

Cabe ressaltar que, devido a natureza integrada da autocorrelação espacial, a inclusão da variável dependente espacialmente (Wy) seria semelhante à incorporação de uma variável endógena em um sistema de equações simultâneas (ANSELIN, 1992). Neste caso, para contornar este problema far-se-á uso do método das Variáveis Instrumentais (VI).

Vale dizer que para a relevância dos instrumentos é necessário que eles estejam correlacionados com a defasagem espacial da variável dependente, e para a propriedade da exogeneidade é exigido que o conjunto de instrumentos não esteja correlacionado com o termo de erro (ALMEIDA, 2012). De acordo com Kelejian e Robinson (1992) e Kelejian e Prucha (1998), os instrumentos para o uso do método são considerado apropriados quando são extraídos do conjunto das defasagens espaciais relacionados às variáveis explicativas exógenas (WX ou  $W_2X$ ).

Algumas vantagens podem ser destacadas pelo método VI, entre elas a de que o método prescinde da condição de normalidade do erro aleatório, sendo assim, uma alternativa à estimação por Máxima Verossimilhança (MV). Da mesma forma, é computacionalmente mais simplificado comparando-se às estimações por MV e Quase Máxima Verossimilhança. Por último, o método VI garante uma estimação consistente dos modelos espaciais, principalmente naqueles em que existem variáveis endógenas entre as variáveis explicativas, sem contar a defasagem espacial (Wy) (ALMEIDA, 2012). Em suma, o principal objetivo do método das Variáveis Instrumentais seria corrigir a endogeneidade representada pelo termo Wy.

### 2.2.2- Modelo SEM

O modelo SEM parte da especificação de modelos de média móvels para observações no tempo, e a dependência espacial pode ser considerada residual, representada pela estrutura autoregressiva de primeira ordem no termo de erro (ALMEIDA, 2012).

O modelo SEM com a inclusão de um termo autoregressivo, pode ser expresso da seguinte forma:

$$y_t = X_t \beta + \xi_t \quad (2.a)$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t \quad (2.b)$$

em que  $\varepsilon$  denota distribuição normal multivariada, com média zero e matriz de covariância  $\sigma^2 I$ ; o coeficiente  $\lambda$  que representa o parâmetro do erro autoregressivo espacial, revela a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada e acompanha a defasagem  $W_2 \xi_t$ .

No modelo SEM, os erros relacionados com qualquer observação representam uma média dos erros nas regiões vizinhas, incluindo um componente do erro aleatório (ALMEIDA, 2012), de acordo com a equação 1.a. É oportuno ressaltar que, ao contrário do modelo SAR, os modelos SEM não revelam a variável resposta como uma função direta dos seus lags espaciais. A presença da autocorrelação espacial nos modelos SEM pode ser verificada nos termos de erro (CARVALHO e ALBUQUERQUE, 2010).

De acordo com o Método Generalizado dos Momentos (MGM) de Kelejian Prucha, adaptado para o contexto espacial, a ideia agora é considerar que a equação 2.a continue com média zero e variância constante, no entanto, para o termo de erro aleatório não é necessário seguir uma distribuição normal. De maneira simplificada, o estimador MGM de Kelejian Prucha para o modelo SEM especificado pela equação 2.a, reduz-se ao estimador de Mínimos Quadrados Generalizados Exequíveis (MQGE). Segundo Almeida (2012), a consecução para obter as estimativas do MQGE consistentes e eficientes, é composto pelas seguintes etapas:

- a) Obtêm-se os resíduos da estimação da equação 1.a por MQO:

$$\hat{\xi} = y - X\hat{\beta} \quad (3)$$

- b) Estima-se a variância segundo a fórmula:

$$\sigma^2 = \frac{(\hat{\xi} - \lambda W \hat{\xi})(\hat{\xi} - \lambda W \hat{\xi})}{n - k} \quad (4)$$

- c) Deste modo, a variância assintótica de  $\hat{\beta}$  é definida como:

$$Var(\hat{\beta}) = \sigma^2 [(X - \lambda WX)'(X - \lambda WX)]^{-1} \quad (5)$$

- d) Transformam-se as variáveis do modelo (1.a) ao estilo do procedimento de Cochrane-Orcutt, filtrando-as espacialmente do seguinte modo:

$$y^* = y - \lambda W y \quad (6.a)$$

$$X^* = X - \lambda W X \quad (6.b)$$

- e) O estimador MQGE de  $\beta$  do modelo (1.a) é adquirido regredindo por MQO as variáveis transformadas  $y^*$  contra  $X^*$ , já obtida a autocorrelação na forma de erro espacial autoregressivo:

$$\hat{\beta}_{MQGE} = [X^{*'} X^*]^{-1} X^{*'} y^* \quad (7)$$

Contudo, como não se sabe qual tipo de dependência espacial que o modelo estimado irá apresentar, serão adotados os seguintes procedimentos de estimação, adaptado de Almeida (2012), detalhados a seguir:

- Fazer o teste de Breusch-Pagan (BP) para verificar se os efeitos não observados são relevantes para serem incorporados ao modelo construído com base na teoria subjacente;
- Se o teste de BP indicar que a variância dos efeitos não observáveis é estatisticamente igual a zero, deve-se passar para a etapa e. Caso contrário seguir para a próxima etapa;
- Fazer o teste de Hausman para descobrir qual é o modelo mais apropriado de efeitos não observados: modelos de efeitos fixos ou modelo de efeitos aleatórios;
- Estimar o modelo de efeitos não observados sem dependência espacial, indicado pelo teste de Hausman;
- Checar os resíduos para averiguar a presença de dependência espacial;
- Caso não haja dependência espacial, ficar com os resultados do modelo de efeitos não observados, indicado pelo teste Hausman. Caso contrário, seguir para a etapa i;
- Se o teste de BP indicar a não existência de efeitos não observados, deve-se ficar com os resultados do modelo estimado por MQO. Caso contrário, seguir para o próximo passo;
- Estimar o modelo adotando os métodos recomendados no trabalho (SAR e SEM);
- Após a estimação dos modelos supracitados selecionar como o melhor modelo aquele que atender a dois critérios, ordenados em importância:
  - Os resíduos do modelo não apresentam autocorrelação espacial;



- 2) O modelo apresenta menor critério de informação (critério Akaike), dentre os modelos que não apresentam autocorrelação espacial nos resíduos;

### 2.3- Modelo empírico

A análise será realizada tendo como referência o modelo econométrico espacial, na forma empilhada, expresso pela equação 7.a:

$$Cresc_t = \alpha + \rho W_1 Cresc_t + Z_t \delta + \varepsilon_t \quad (7.a)$$

$$\text{em que } \varepsilon_t = \lambda W_2 \varepsilon_t + u_t \quad (7.b)$$

O termo  $Cresc_t = (Cresc_{1t}, \dots, Cresc_{Nt})'$  é o vetor da taxa de crescimento *per capita*, representando o crescimento econômico para os estados brasileiros  $i$  no período  $t$ ;  $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_N)'$  representa uma constante;  $W_1$  é uma matriz de pesos espaciais, de modo que  $W_1 Cresc_t = (W_1 Cresc_{1t}, \dots, W_1 Cresc_{Nt})'$  é o vetor de defasagem espacial da variável dependente e  $\rho$  é o coeficiente de defasagem espacial;  $Z_t = (Z_{1t}, \dots, Z_{Nt})'$  é a matriz que representa as demais variáveis explicativas ( $LPIB_t$ ,  $FEC_t$ ,  $EDUC_t$ ,  $INV_t$ ,  $GOV_t$ ) e  $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_k)'$  é o vetor de coeficientes;  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$  representa o termo de erro autocorrelacionado;  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$  denota o vetor de erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d) com variância ( $\sigma^2$ );  $\lambda$  significa o coeficiente de autocorrelação espacial do termo de erro;  $W_2$  revela uma matriz de pesos espaciais, de modo que  $W_2 \varepsilon_t = (W_2 \varepsilon_{1t}, \dots, W_2 \varepsilon_{Nt})'$  representa o vetor de defasagem do termo de erro.

As matrizes  $W_1$  e  $W_2$  são diversas captando um efeito mais abrangente ou localizado, e os resultados das especificações quanto ao uso das duas matrizes referem-se para o modelo SAR ou para o modelo SEM, impedindo assim qualquer problema de identificação, principalmente, quanto à especificação do modelo (ANSELIN e BERA, 1998).

A partir do modelo econométrico expresso na equação 7.a, e considerando-se os testes de dependência espacial, pretende-se analisar as possíveis modelagens destacadas a seguir. Além disso, como a variável dependente será espacialmente defasada, é bem provável que a autocorrelação espacial esteja vinculada a esta variável. Desta forma, apresenta-se o modelo de defasagem espacial da seguinte forma:

- 1) Modelo de defasagem espacial (SAR):

$$Cresc_t = \alpha + \rho W_1 Cresc_t + \beta_1 LPIB + \beta_2 INV + \beta_3 FEC + \beta_4 GOV + \beta_5 EDUC + \varepsilon_t \quad (8)$$

Caso o termo de erro considerado  $\varepsilon_t$  siga um processo espacial auto-regressivo, tem-se que:

- 2) Modelo de erro espacial (SEM):

$$Cresc_t = \alpha + \beta_1 LPIB + \beta_2 INV + \beta_3 FEC + \beta_4 GOV + \beta_5 EDUC + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\varepsilon_t = \lambda W_2 \varepsilon_t + u_t \quad (10)$$

Em que:  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$  é o termo de erro autocorrelacionado;  $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$  é um vetor de erros independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.) com variância  $\sigma^2$ ;  $\lambda$  representa o coeficiente de autocorrelação espacial do termo de erro;  $W_2$  representa uma matriz de pesos espaciais, sendo que  $W_2 \varepsilon_t = (W_2 \varepsilon_{1t}, \dots, W_2 \varepsilon_{Nt})'$  é o vetor de defasagem do termo de erro.

### 3 BASE DE DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

A base de dados utilizada neste trabalho foi elaborada a partir da utilização de diferentes fontes. A taxa de fecundidade e informações sobre o PIB estadual, para a construção das variáveis relacionadas à taxa de crescimento do PIB e a convergência condicional da renda real *per capita* foram disponibilizadas pelo Ipeadata, tendo como fonte primária o IBGE; dados referentes ao consumo de energia elétrica total foram obtidos a partir do Anuário Estatístico Brasileiro; os anos médios de estudos da população acima de 25 anos, assim como as despesas governamentais foram extraídas da base de dados fornecidas pelo Ipeadata.

O estudo tem como base os anos entre 1992 e 2006 e, conforme alertado na introdução, este é considerado um período de importantes mudanças na economia brasileira. A estimação é realizada por meio da utilização de dados em painel balanceado e a amostra contém 27 estados brasileiros com observações em três subperíodos de tempo não sobrepostos: 1992-1996, 1997-2001, 2002-2006. A literatura de crescimento adota a estratégia de considerar intervalo de tempo a cada dez ou cinco anos, pois o objetivo é evitar que os dados capturem as flutuações de curto prazo. Contudo, antes da descrição das variáveis incluídas no modelo foram realizadas estatísticas descritivas de todas as variáveis, além da matriz de correlação, que possibilita observar se há algum caso de autocorrelação entre as variáveis explicativas. Os resultados encontram-se nos anexos 1 e 2, respectivamente.

As variáveis utilizadas no estudo foram as seguintes:

i) A variável dependente (CRESC) é a taxa de crescimento do PIB *per capita* real entre cada subperíodo destacado anteriormente para o conjunto de todos os 27 estados. Formalmente tem-se que:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_t}{y_{t-T}} \right) \quad (11)$$

Em que  $y_t$  é o PIB *per capita* real no período final,  $y_{t-T}$  é o PIB *per capita* real do período inicial e  $T$  é o tempo transcorrido do ano inicial para o final. Essa variável foi obtida a partir do IBGE acessado por meio do Ipeadata.

ii) logaritmo do PIB real *per capita* no início de cada subperíodo (LPIB). Para dados valores das outras variáveis explanatórias, o modelo neoclássico sugere que este coeficiente seja negativo. A ideia é verificar se houve convergência condicional da renda real *per capita* dos estados. Em outras palavras, se todas as demais variáveis explicativas forem idênticas para todos os estados, aqueles com nível de renda *per capita* mais baixo tenderá a apresentar taxas de crescimento mais elevadas temporariamente.

iii) logaritmo taxa de fecundidade média entre cada subperíodo descrito anteriormente (FEC) – se a população está crescendo, então uma parcela do investimento da economia é usada para fornecer capital para os novos trabalhadores ao invés de expandir o capital por trabalhador e, portanto, um aumento na taxa de crescimento populacional tende a reduzir a taxa de crescimento do PIB real *per capita*.

iv) o logaritmo da média da formação bruta de capital físico em proporção do PIB entre os subperíodos (INV) – países com altas taxas de investimento devem apresentar maiores taxas de crescimento por favorecer a acumulação de capital. A *proxy* para investimento é o consumo de energia elétrica total. Existem algumas limitações em relação a essa *proxy*, ver Figueiredo (2012). Todavia, houve uma limitação de dados de energia elétrica para o período proposto neste estudo. Apesar das restrições desta *proxy*, vários trabalhos empíricos fazem uso de tal variável, como Figueiredo *et al.* (2003), Resende e Figueiredo (2005), Ferrario *et al.* (2009), Noronha *et al.* (2010), Cangussu *et al.* (2010), entre outros.

vi) logaritmo dos gastos médios do governo em proporção do PIB estadual em cada subperíodo (GOV). A medida dos gastos do governo se destina a observar as despesas que não melhoram a produtividade. A



conclusão é que maiores volumes de gastos do governo não produtivos reduzam as taxas de crescimento para o dado valor inicial do PIB.

vii) a variável (EDUC) trata-se dos anos médios de estudos da população acima de 25 anos no início de cada subperíodo. O objetivo é capturar o estoque de capital humano e espera-se que estados com maior estoque deste capital apresente taxas de crescimento maiores ao longo do período.

A seguir, no Quadro 1, apresenta-se um resumo relativo às variáveis consideradas para a investigação dos efeitos do crescimento econômico no Brasil sob o período em análise.

Quadro 1- Resumo das variáveis na análise dos efeitos do crescimento econômico sobre os estados brasileiros (1992-2006)

| Variável | Descrição                                                | Sinal Esperado | Referenciais Teórico e Empírico                                                                                                          | Período (anos)                                        | Unidade** | Fonte                          |
|----------|----------------------------------------------------------|----------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------|-----------|--------------------------------|
| CRESC*   | Taxa de crescimento do PIB                               |                |                                                                                                                                          | 1992-1996;<br>1997-2001;<br>2002-2006,                | R\$       | IBGE                           |
| LPIB     | Convergência condicional da renda real <i>per capita</i> | -              | Solow (1956), Barro (1991), Magalhães <i>et al.</i> (2005), Silveira Neto e Azzoni (2006)                                                | 1992, 1997 e 2002.                                    | R\$       | IBGE                           |
| FEC      | Proxy para a fecundidade                                 | -              | Solow (1956), Figueiredo <i>et al.</i> (2003), Resende e Figueiredo (2005)                                                               | Média dos períodos: 1992-1996, 1997-2001 e 2002-2006. | %         | IBGE                           |
| EDUC     | Proxy para o capital humano                              | +              | Lucas (1988), Mankiw, Romer e Weil (1992); Figueiredo <i>et al.</i> (2003); Resende e Figueiredo (2005), Barros (2011).                  | Média dos períodos: 1992-1996, 1997-2001 e 2002-2006. | %         | Ipeadata                       |
| INV      | Proxy para estoque de capital físico                     | +              | Solow (1956), Figueiredo <i>et al.</i> (2003), Resende e Figueiredo (2005), Ferrario <i>et al.</i> (2009), Noronha <i>et al.</i> (2010). | 1992-1996;<br>1997-2001;<br>2002-2006,                | GWh       | Anuário Estatístico Brasileiro |
| GOV      | Despesas governamentais                                  | -              | Barro (1991), Barro (1996), Llédó e Ferreira (1997).                                                                                     | Média dos períodos: 1992-1996, 1997-2001 e 2002-2006. | R\$       | Ipeadata                       |

Fonte: Elaboração dos autores com base no referencial empírico. Nota: \* variável dependente. \*\* Todos os valores monetários foram deflacionados com base no ano 2000.

#### 4- RESULTADOS E DISCUSSÕES

A técnica da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) permitirá identificar e explorar as características espaciais da principal variável sob análise, a taxa de crescimento do PIB, ao longo do período sob estudo (1992 a 2006). O diagnóstico de autocorrelação espacial positiva mostra que há similaridade entre os estados, em outras palavras, há similaridade entre os valores do objeto estudado e da localização espacial do atributo. A autocorrelação espacial positiva revela que, em geral, valores elevados de uma variável de interesse (y) tendem a estar ladeado por altos valores desta variável em regiões

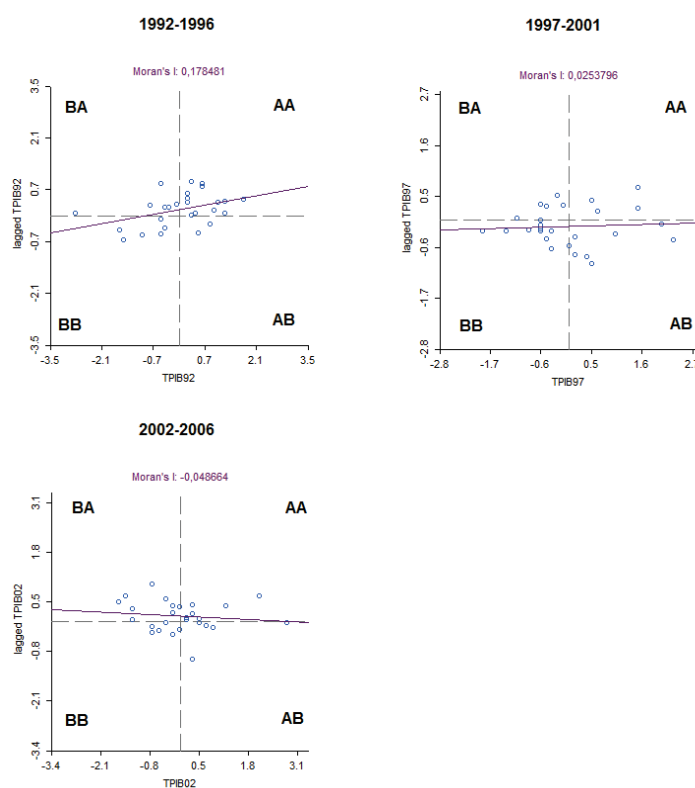
vizinhas (Wy) e/ou baixos valor de y tendem a estar ladeado por baixos valores também para y em regiões vizinhas (Wy).

Já no caso de uma autocorrelação espacial negativa haverá uma dissimilaridade entre os valores do objeto em estudo e da localização espacial deste atributo. Deste modo, a autocorrelação espacial negativa revela que, por exemplo, um alto valor da variável de interesse de um estado tende a estar rodeado por baixos valores desta mesma variável nos estados vizinhos e/ou um baixo valor da variável de interesse do estado tende a estar ladeado por altos valores desta variável de interesse em estados vizinhos (ALMEIDA, 2012).

No diagrama de dispersão de Moran (Figura 1), é possível visualizar o indicador global de autocorrelação espacial para a defasagem espacial da variável dependente, isto é, a média da taxa de crescimento nos vizinhos. A Figura 1 mostra os valores das estatísticas de *I* de Moran para a variável dependente.

Com o diagrama de dispersão é possível visualizar como o indicador global de autocorrelação (*I* de Moran) se posiciona, isto é, se existe uma autocorrelação positiva da reta de regressão corroborando a autocorrelação espacial positiva dos dados, ou caso contrário, a autocorrelação espacial negativa dos dados (inclinação negativa). A defasagem espacial da taxa de crescimento é localizada no eixo vertical e o valor da taxa de crescimento no eixo horizontal. Os diagramas de dispersão (Figura 1) nos períodos 1 e 2 mostram um coeficiente de autocorrelação espacial positiva em relação a taxa de crescimento estadual. Este resultado indica que uma similaridade entre as Unidades da Federação, isto é, Estados com elevada taxa de crescimento são vizinhos de Estados que exibem comportamento similar.

Figura 1- Diagrama de dispersão de Moran para a taxa de crescimento do PIB (1992-2006)



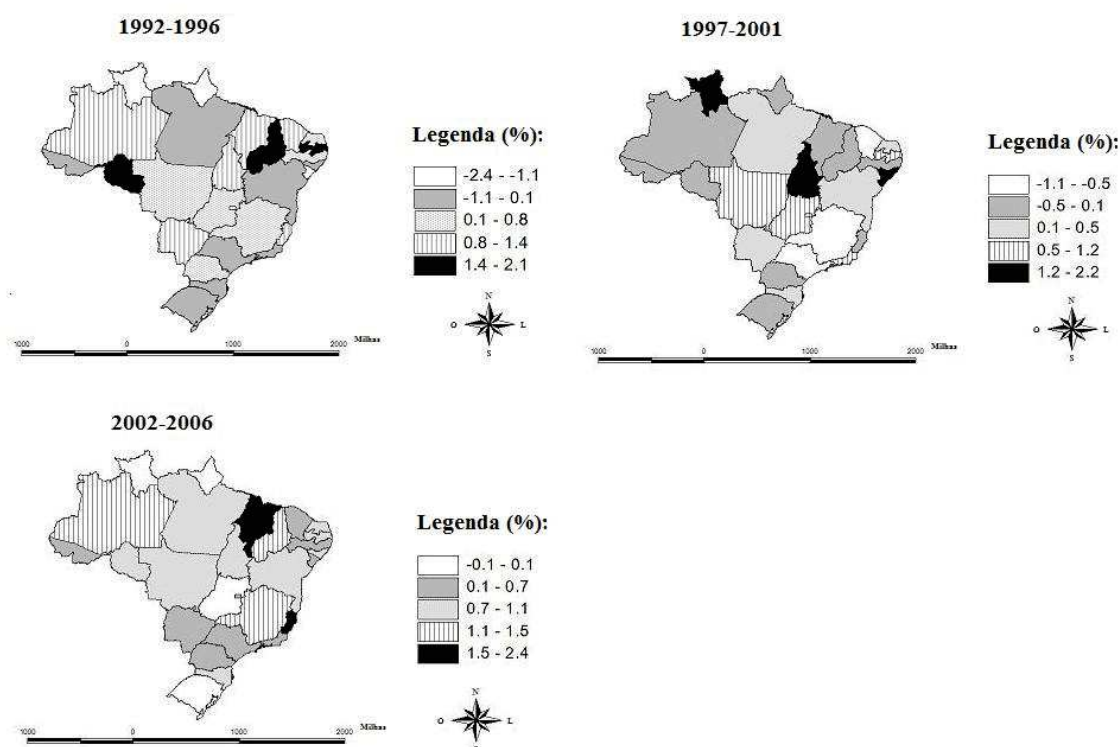
Fonte: Elaboração própria com base no GeodaSpace.

Na Figura 1 também é possível observar que, além do *I* de Moran, os diagramas estão divididos em quatro quadrantes, são eles: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). Apenas o *I* de Moran do período 1 foi significativo e, portanto, apresentou autocorrelação espacial da taxa de crescimento<sup>9</sup>. Deste modo, apenas os resultados do período 1 serão considerados na análise. No primeiro gráfico, referente ao período 1, dentre os Estados localizados no quadrante Alto-Alto, e que também são chamados de pontos de alavancagem<sup>10</sup>, estão, por exemplo: Ceará, Mato Grosso do Sul, Rondônia e Pernambuco. Em relação aos Estados situados no quadrante BA (Acre, Rio de Janeiro, São Paulo e Bahia) e AB (Amazonas e Espírito Santo), eles representam o grupo no qual são vizinhos de Estados com alta e/ou baixas taxas de crescimento.

É interessante notar que apenas no primeiro período analisado, 1992-1997, observa-se correlação espacial positiva e significativa da taxa de crescimento econômico. Nos demais períodos houve uma alteração nessa lógica, a qual será explicitada na seção seguinte. Por intermédio da Figura 2 é possível perceber que, no período 1, somente três Estados apresentaram taxa de crescimento da renda entre 1,4% a 2,1%, como foi o caso de Piauí, Paraíba e Rondônia.

A Figura 2 reflete, em termos gerais, o primeiro indício de convergência de renda entre os estados brasileiros no período analisado. Em outras palavras, as UF's com maior nível de renda, localizadas nas regiões Sul e Sudeste, apresentaram ao longo do tempo taxa de crescimento inferior em relação a alguns estados mais pobres das regiões Norte e Nordeste.

Figura 2- Análise da taxa de crescimento nos estados brasileiros (1992-2006)



Fonte: elaboração própria dos autores com base no programa ArcView.

Em relação ao modelo econométrico (Tabela 1), foi estimado para um conjunto de dados em painel composto pelos 27 estados brasileiros, com observações para o período de 1992 a 2006. O objetivo

<sup>9</sup> O valor da probabilidade do *I* de Moran foi (p-value=0,0540).

<sup>10</sup> Considera-se pontos de alavancagem uma observação que, embora seguindo associação espacial idêntica ao restante dos dados, estabelece uma influência exacerbada em relação à determinação do grau de associação espacial (ALMEIDA, 2012).

deste item é analisar a significância das variáveis e os testes de especificação realizados. A partir dos procedimentos de estimação descritos na seção metodológica, é possível observar na Tabela 1 que o teste de Breusch-Pagan, realizado após as estimações do modelo com efeitos aleatórios indica a ausência de efeitos não observados, sob a hipótese nula de que  $\sigma_{\alpha}^2 = 0$ .

Os resultados estimados por MQO estão condizentes com o esperado para a maioria das variáveis. Note que o logaritmo do PIB no início de cada período foi negativo e significativo em todas as especificações. Isto aponta para a ideia de convergência condicional que, segundo Barro (2003) é o resultado mais robusto nos modelos de crescimento. O mesmo se observa para a taxa de fecundidade. O resultado negativo e significativo para os gastos do governo sugerem que na medida em que se elevam as despesas que não melhoram a produtividade, a tendência é que haja uma redução das taxas de crescimento. As três especificações apontam que o estoque de capital humano afeta positivamente as taxas de crescimento do período subsequente. A única variável que não apresentou o resultado esperado foi a *proxy* que deveria medir o estoque de capital físico. No entanto, duas questões podem justificar esse fato. A primeira é decorrente da fragilidade dessa *proxy* conforme alertado na seção anterior. Em segundo lugar, os modelos expostos anteriormente não consideram eventuais problemas de endogeneidade, mas tais questões serão abordadas a seguir. O teste Breusch Pagan (1980) é um teste simples e muito usado para testar a presença de efeitos não observáveis.

Tabela 1- Resultados dos modelos estimados por MQO, Efeitos Fixo (EF) e Aleatório (EA)

| Variáveis                     | Modelo MQO                          | Modelo EF             | Modelo EA             |
|-------------------------------|-------------------------------------|-----------------------|-----------------------|
| <b>Constante</b>              | 0,1516***<br>(6,29)                 | 0,2225**<br>(2,36)    | 0,1517***<br>(6,29)   |
| <b>LPIB</b>                   | -0,0180***<br>(-5,00)               | -0,0313***<br>(-6,12) | -0,0180***<br>(-5,00) |
| <b>FEC</b>                    | -0,0235***<br>(-4,40)               | -0,0298**<br>(-2,21)  | -0,0235***<br>(-4,40) |
| <b>EDUC</b>                   | 0,0398***<br>(2,88)                 | 0,0053**<br>(2,11)    | 0,0040***<br>(2,88)   |
| <b>INV</b>                    | -0,0028***<br>(-2,72)               | 0,0004*<br>(0,03)     | -0,0029***<br>(-2,72) |
| <b>GOV</b>                    | -0,0151***<br>(-3,45)               | -0,0217***<br>(-3,32) | -0,0151***<br>(-3,45) |
| <b>R<sup>2</sup></b>          | 0,3494                              | 0,3738                | 0,3654                |
| <b>N ° de observações</b>     | 81                                  |                       |                       |
| <b>Teste de Breusch Pagan</b> | chi2(1)=1,05      Prob>chi2= 0,3055 |                       |                       |
| <b>Teste de Hausman</b>       | chi2(5)= 6,49      Prob>chi2=0,2612 |                       |                       |

Fonte: elaboração própria dos autores com base no programa Stata 10.0.

Variável dependente: Cresc<sub>it</sub>; \*\*\* estatisticamente significativo ao nível de 1%; \*\* significativo a 5%;

\* não significativo. Nota: A estatística t se encontra entre parêntesis, com exceção do modelo de EA, na qual é apresentada a estatística z.

No entanto, Bera *et al.* (2001) demonstraram que, na presença de correlação serial de primeira ordem, este teste muitas vezes rejeita a correta hipótese nula de efeitos não aleatórios. Então, esses autores propõem uma versão modificada que não é afetada pela presença de correlação serial local. Algumas outras importantes modificações deste teste foram elaboradas por Baltagi e Li (1990, 1991). O valor calculado do teste de Bera *et al.* (2001) foi 1.05 sob a hipótese nula que  $\text{Var}(u)=0$  e um p-value igual a 0.30. Logo, não se rejeita a hipótese nula de que a variância do componente não observado é zero. Além disso, nota-se ausência da autocorrelação serial, cuja presença comprometeria os resultados do teste convencional de Breusch Pagan (1980), posto que o valor da estatística,  $\lambda=0$ , foi 2.10 com um p-value igual a 0.14. Por fim, o teste conjunto de Baltagi e Li (1991) de que  $\text{Var}(u)=0$  e  $\lambda=0$  apresentou um valor calculado igual a 3.15 com um p-value de 0.20. Todos esses testes apontam para a ausência de efeitos não observados e, portanto, os modelos podem ser estimados como um *pooled* MQO. Ainda assim, optou-se por apresentar o teste de Hausman.

O próximo passo do procedimento de estimação refere-se a verificação dos resíduos para averiguar se há a presença da dependência espacial. Observou-se que a matriz  $k=3$  obteve o maior valor da estatística de autocorrelação e foi significativa a 10%. A escolha da matriz de ponderação espacial teve como base o procedimento de Baumont (2004)<sup>11</sup>. Evidenciado a dependência espacial nos resíduos, estimou-se os modelos recomendados na metodologia, a saber, os modelos SAR e SEM (Tabela 2).

A defasagem espacial dos resíduos do modelo SEM foi elaborada utilizando uma matriz de ponderação espacial diferente evitando assim, qualquer problema de identificação quanto à especificação do modelo. A seleção da matriz baseou-se naquela que obteve o segundo mais alto valor do teste  $I$  de Moran (distância inversa). Quanto aos resultados das estimações cujas variáveis foram filtradas espacialmente e a estimação foi realizada por MQO, observa-se que, com exceção da variável de erro e da constante, todas as demais variáveis não foram significativas, e além disso, a maioria das variáveis não apresentou o sinal teórico esperado.

Tabela 2- Resultados e testes econométricos dos modelos espaciais (SAR e SEM) para o crescimento econômico

| Variáveis                                                   | Modelo SAR               | Modelo SEM           |
|-------------------------------------------------------------|--------------------------|----------------------|
| <b>Constante</b>                                            | 0,1334***<br>(4,19)      | 0,0095***<br>(2,85)  |
| <b>LPIB</b>                                                 | -0,0170***<br>(-4,56)    | 0,0007*<br>(0,37)    |
| <b>FEC</b>                                                  | -0,0207***<br>(-2,56)    | -0,0052*<br>(-1,21)  |
| <b>EDUC</b>                                                 | 0,0039***<br>(2,63)      | -0,0007*<br>(-0,54)  |
| <b>INV</b>                                                  | -0,0016*<br>(-0,77)      | -0,0005*<br>(0,38)   |
| <b>GOV</b>                                                  | -0,0122**<br>(-2,23)     | 0,0009*<br>(0,19)    |
| <b>W_CRESC</b>                                              | 0,4155<br>(1,08)         |                      |
| $\lambda$                                                   |                          | 0,93482***<br>(4,73) |
| <b>R<sup>2</sup></b>                                        | 0,5129                   | 0,4005               |
| <b>I de Moran</b>                                           | Sem dependência espacial | Dependência espacial |
| <b>Akaike</b>                                               | -565,0823                | -570,4               |
| <b>Schwarz</b>                                              | -548,3211                | -553,6375            |
| <b>Testes para validação dos instrumentos do Modelo SAR</b> |                          |                      |
| <b>Teste de Kleibergen-Paap (Multiplicador de Lagrange)</b> | 16,19                    | p-value=0.0028       |
| <b>Teste de Hansen</b>                                      | 4,124                    | p-value=0.2484       |

Fonte : elaboração própria pelos autores com base no programa Stata 10. Nota: \*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo à 5%; \* Não significativo; Observação: O desvio padrão se encontra entre parênteses.

<sup>11</sup> O procedimento de Baumont (2004) utiliza os resíduos da regressão do modelo clássico de regressão linear (MQO) e, pelo teste de autocorrelação espacial (I de Moran), utilizando-se matrizes espaciais de contiguidade geográfica e de  $k$  vizinhos mais próximos, variando de  $k=1$  a  $k=20$ , a seleção da matriz é baseada naquela em que tenha gerado o maior valor de  $I$  de Moran e, que seja significativa estatisticamente.

Para o procedimento de estimação do modelo SAR, e partindo do pressuposto de que a inclusão no modelo da variável defasada espacialmente implica em incluir uma variável endógena, utilizou-se as variáveis defasadas espacialmente como instrumentos (método VI). Vale ressaltar que foi computada a defasagem espacial utilizando-se a matriz de peso espacial ( $k=3$ ) da variável dependente e das variáveis explicativas.

O modelo foi estimado pelo Método Generalizados do Momentos (GMM). É importante verificar a validade dos instrumentos utilizados nos modelos. Isto pode ser verificado por meio do teste de Shea (1997) e de Kleibergen-Paap (2006). Aqui, a hipótese nula de ambos os testes é rejeitada a 1% de significância, confirmando a importância dos instrumentos para explicar o desempenho das variáveis.

Em seguida, foi realizada a estatística J de Hansen, que avalia a sobreidentificação dos instrumentos. A hipótese nula é de que todos os instrumentos não são correlacionados com o erro  $e$ , de acordo com os resultados da Tabela 2, não se rejeita a hipótese nula de ortogonalidade entre os instrumentos e a perturbação estocástica, no qual a sobreidentificação é válida. A combinação das duas estatísticas revela que os instrumentos atendem os critérios de sustentabilidade da estimação, corroborada pela não rejeição da hipótese nula do teste de sobreidentificação dos instrumentos.

Outro elemento que ratifica o ajuste do modelo SAR, e é considerado o mais importante, foi o teste dos resíduos (Tabela 3), realizado a partir do teste de  $I$  de Moran, após a estimação dos modelos econométricos espaciais SAR e SEM. Apesar do critério de informação Akaike (AIC) no modelo SEM ter apresentado o menor valor, o primeiro e mais importante critério é de que os resíduos não apresentem autocorrelação espacial. E, nesse caso, os resultados indicam que não há dependência espacial para o modelo SAR nos três períodos sob análise. Entretanto, no modelo SEM, há presença de autocorrelação espacial no período 2 (1997-2001).

Tabela 3- Índice de Moran dos resíduos para o modelo SAR e SEM

| Modelo de defasagem (SAR) |            |               |         |               |         |
|---------------------------|------------|---------------|---------|---------------|---------|
| Período                   | I de Moran | Probabilidade | Média   | Desvio-padrão | Z-valor |
| 1                         | -0,3039    | 0,2130        | -0,0351 | 0,1326        | -2,0265 |
| 2                         | -0,0437    | 0,4800        | -0,0385 | 0,1359        | -0,0378 |
| 3                         | -0,0866    | 0,3630        | -0,0300 | 0,1375        | -0,4118 |
| Modelo de erro (SEM)      |            |               |         |               |         |
| Período                   | I de Moran | Probabilidade | Média   | Desvio-padrão | Z-valor |
| 1                         | -0,0312    | 0,4810        | -0,0301 | 0,1422        | -0,0082 |
| 2                         | 0,2332     | 0,0260        | -0,0414 | 0,1318        | 2,0829  |
| 3                         | 0,1237     | 0,1180        | -0,0391 | 0,1354        | 1,2024  |

Fonte: Elaboração própria dos autores com base do GeodaSpace. Nota: a matriz espacial utilizada para o teste foi  $k=3$ .

De acordo com os critérios observados anteriormente, o modelo de defasagem espacial (SAR) apresentou-se como o mais adequado na estimação dos efeitos de crescimento econômico.

Em primeiro lugar, o que se deve notar é que as principais variáveis estão de acordo com o esperado em todas as especificações. Isto é, a *proxy* de capital humano tem efeitos positivos sobre as taxas de crescimento econômico. Taxa de fecundidade, gastos do governo e logaritmo do PIB apresentaram sinais negativos e significativos, conforme já explicados anteriormente. Quanto a *proxy* do investimento, as estimativas por MQO sugeriam, contraditoriamente, que um aumento na formação de capital fixo reduziria o crescimento econômico. Uma das hipóteses foi que ou a *proxy* de energia utilizada não é adequada, tal como sugerem alguns trabalhos, ou talvez seja um problema de endogeneidade. Os modelos acima descritos consideraram tal variável como endógena e utilizou-se sua defasagem espacial como instrumento. Ao adotar este procedimento, a variável perde significância apesar do instrumento ser adequado. Logo, é possível que, de fato, esta *proxy* não seja adequada.



A variável dependente defasada espacialmente não foi significativa indicando, portanto, que a taxa de crescimento de um determinado estado não é afetada significativamente pelo crescimento do vizinho. Contudo, a inclusão dessa variável foi suficiente para eliminar a dependência espacial que estava presente nos resíduos. As taxas de crescimento entre os estados brasileiros não parecem depender das fronteiras físicas. Basta notar que os estados do Sudeste, e São Paulo em particular, são grandes fornecedores de bens, dos mais diversos, para o resto do país, e, no entanto, eles fazem fronteira apenas com poucos estados.

Este resultado também pode ser justificado, em parte, pela Lei de Tobler (1970, p.236): “*everything is related to everything else but nearby things are more related than distant things*”. Em outras palavras, é de se esperar uma relação espacial mais forte entre unidades espaciais menores do que estados como é o caso, por exemplo, de microrregiões ou municípios.

A maior parte dos estudos desenvolvidos para o Brasil apontou alguma relação de transbordamento (*spillover*) da taxa de crescimento para os seus vizinhos. Silveira Neto (2001), por exemplo, estudou a presença de *spillovers* de crescimento entre as economias dos estados brasileiros para o período 1985-1997. Seu estudo é uma *cross-section* e as estimativas são realizadas por MQO e por Máxima Verossimilhança. Este autor afirma que o crescimento das economias vizinhas afeta o crescimento dos estados. Ou seja, existem *spillovers* de crescimento regionais entre as UFs. Ele utiliza várias medidas de proximidade e sugere que os transbordamentos são mais importantes entre os estados mais próximos. Notou-se, também, que enquanto o crescimento da renda per capita dos estados não é afetado pela riqueza de seus vizinhos, o tamanho de mercado destes influencia este crescimento.

Em relação a análises aplicadas a municípios, Monastério e Ávila (2004) e Ferrario *et al.* (2009), evidenciaram, respectivamente, a presença de autocorrelação positiva na taxa de crescimento dos municípios gaúchos entre 1939 e 2001 e paranaenses entre 2000 e 2004. Ou seja, o crescimento da vizinhança de um município afeta positivamente o seu crescimento econômico.

Alguns resultados observados neste artigo diferem substancialmente daqueles antecitados. No processo de estimação do modelo espacial com dados em painel, por exemplo, a dependência espacial dos resíduos foi analisada período a período. Como a dependência espacial foi verificada apenas no primeiro período analisado, entre 1992 e 1997, é possível que ao longo do tempo a associação entre crescimento econômico e espaço talvez esteja se perdendo.

Além de adotar o método de dados em painel, este trabalho utilizou um período de tempo que se inicia nos primeiros anos da década de 90 e se estende até o ano de 2006. Ademais, outra diferença em relação aos estudos anteriores é que, aqui, utilizam-se estimativas pelo GMM considerando, assim, a presença de possíveis variáveis endógenas. Uma das principais conclusões do artigo foi que as taxas de crescimento dos vizinhos não afetam significativamente as taxas de crescimento dos estados. No entanto, a especificação mais correta do modelo exige a consideração do elemento espacial, haja vista a presença de autorrelação espacial nos resíduos entre os anos de 1992 e 1996.

## 5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi analisar o processo de crescimento econômico dos 27 estados brasileiros entre os anos 1992 e 2006 por meio do modelo de dados em painel com tratamento da dependência espacial. Pela análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) foi possível visualizar indícios de convergência de renda entre os estados. Ou seja, as Unidades de Federação com maior nível de renda, principalmente, àquelas situadas nas regiões Sul e Sudeste, apresentaram ao longo do tempo um crescimento econômico inferior quando comparado aos estados mais pobres das regiões Norte e Nordeste. Esses indícios foram confirmados quando da estimação econométrica.

Dentre os principais resultados obtidos pela análise econométrica, observou-se que a convergência condicional de renda entre os estados brasileiros, a taxa de fecundidade e os gastos do governo possuem um efeito negativo sobre o crescimento econômico. Por outro lado, anos de estudo, *proxy* para o capital humano, apresentou um efeito positivo sobre o crescimento. Em relação ao consumo de energia elétrica total, *proxy* para capital físico, embora tenha apresentado sinal positivo, não foi significativa estatisticamente. Conforme dito anteriormente, talvez essa *proxy* não seja a mais adequada. Porém, em

virtude da dificuldade de obtenção de outras proxies para o período em questão e para a unidade espacial utilizada, optou-se pela utilização dessa variável até porque outros trabalhos relevantes também o fazem.

Por fim, o principal resultado encontrado no trabalho mostra que a taxa de crescimento dos estados brasileiros não é afetada significativamente pelo crescimento dos seus vizinhos. Esta evidência, apesar de diferir de outros estudos realizados para o Brasil, sugere que os Estados possuem mecanismos mais autônomos de crescimento quando comparados a unidades espaciais menores (microrregiões ou municípios).

A despeito da variável dependente defasada espacialmente não ter apresentado significância estatística em todos os anos, considera-se importante que a especificação do modelo contenha o elemento espacial. Isto acontece porque se verifica a presença de autocorrelação espacial dos resíduos no primeiro ano de análise. É razoável supor que com a integração regional e com o desenvolvimento das tecnologias de informação as relações econômicas entre os estados brasileiros tenham rompido as fronteiras geográficas e, assim, os transbordamentos de crescimento para o estado vizinho perdeu relevância. É evidente que essas conclusões precisam ser corroboradas com estudos que levem em conta um período de tempo maior.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Editora Alínea, Campinas, São Paulo, 2012. 498p.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Kluwer Academic, Boston, 1988.
- ANSELIN, L. **SpaceStat tutorial**. University of Illinois. 1992. Disponível em: <<http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/3426741092157888460/Anselin.spacestatTutorial.pdf>> Acesso em: 30 out. 2013.
- BALTAGI, B.H. **Econometric analysis of panel data**, Third edition. Chichester: Wiley, 2005.
- BALTAGI, B., LI, Q. A Lagrange multiplier test for the error components model with incomplete panels. **Econometric Reviews** 9: 103–107, 1990.
- \_\_\_\_\_. A joint test for serial correlation and random individual effects. **Statistics and Probability Letters** 11: 277–280, 1991.
- BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics** 106(2): 407-443, 1991.
- BARRO, R. J. Democracy and growth. **Journal of Economic Growth** 1(1): 1-27, 1996.
- BARRO, R. J., SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**, Second Edition, Cambridge, MA: MIT Press, 2003.
- BARROS, R. A. **Desigualdades regionais no Brasil: natureza, causas, origens e solução**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- BECKER, G. S. **Human capital a theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. New York: Columbia University Press, 1964.
- BERA, A., SOSA-ESCUADERO, W., YOON, M. Tests for the error component model in the presence of local misspecification. **Journal of Econometrics** 101: 1–23, 2001.
- BREUSCH, T., PAGAN, A. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies** 47: 239–253, 1980.
- BRUNDON, C., CHARLTON, M. **Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis**. Londres: Sage publications, 2000. 288p.
- BAUMONT, C., ERTUR, C., LE GALLO, J. **The European regional convergence process 1980-1995: do spatial regimes and spatial dependence matter ?** University of Burgundy. 2002. Disponível em: <<http://128.118.178.162/eps/em/papers/0207/0207002.pdf>>. Acesso em: 31 out. 2013.

BAUMONT, C. 2004. **Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of dijon (1999)?** 2004. Disponível em: <<http://leg2.u-bourgogne.fr/documents-de-travail/e2004-04.pdf>> Acesso em: 31 out. 2013.

CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. **Estudos Econômicos**, 40(1): 153-183, 2010.

CARVALHO, A. X. Y., ALBUQUERQUE, P. H. M. **Tópicos em econometria espacial para dados cross-section**. Brasília: IPEA, 2010. 42p. (Texto para discussão n. 1508).

DOMAR, E. O. Capital expansion, rate of growth and employment. **Econometrica**, 14, 1946.

ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, 3(26): 244-268, 2003.

FERRARIO, M. N. et al. Uma análise espacial do crescimento econômico do estado do Paraná para os anos 2000 e 2004. **Revista Brasileira de Estudos regionais e Urbanos**, 3(1), 2009.

FIGUEIREDO, L.; NORONHA, K. V. K.; ANDRADE, M. V. **Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2003. 26 p. (Texto para Discussão, n. 219).

FIGUEIREDO, L. **Decomposição de nível para os estados brasileiros: 1970-2010**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2012. (Texto para Discussão, n. 466), 2012.

FOTHERINGHAM, A. S., BRUNDON, C., CHARLTON, M. **Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis**. Londres: Sage publications, 2000. 288p.

FUJITA, M. KRUGMAN, P. R., VENABLES, A. **The spatial economy: cities, regions and international trade**. Cambridge, Mass.: MIT, 1999.

HARROD, R. F. An essay in dynamic theory. **The Economic Journal**, nº XLIX, março, 1939.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, 46(6): 1251-1271, 1978.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2 ed. Nova York: Cambridge University Press, 2 ed., 2003. 359p.

KLEIBERGEN, F., PAAP, R., 2006. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. **Journal of Econometrics**, 133: 97-126.2006.

LLEDÓ, V. D., FERREIRA, P. C. V. Crescimento endógeno, distribuição de renda e política fiscal: uma análise *cross-section* para os estados brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 27(1): 41-70, 1997.

LUCAS, Jr., ROBERT E. On the mechanics of economic development. Journal of Monetary Economics. Reimpresso em **Lectures on Economic Growth**. Cambridge, Harvard University Press, 1988.

MAGALHÃES, A, HEWINGS, G, AZZONI, C. R. Spatial dependence and regional convergence in Brazil. **Investigaciones Regionales**, 6: 5–20, 2005.

MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A. Contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, 1992.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). **Economia**, 5(2): 269-96, 2004.

NORONHA, K; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M. V. Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000. **R. Bras. Est. Pop.** 27(2): 269-283, 2010.

RESENDE, G. M. Crescimento econômico dos municípios mineiros: externalidades importam? **Cadernos BDMG - Banco de desenvolvimento de Minas Gerais**. n.11: 5-33, 2005.

RESENDE, G. M. SILVA, A. M. A. Crescimento econômico dos municípios da região Sul do Brasil: uma análise espacial. **Ensaio FEE**, 28(2): 549-576, 2007.

ROMER, P. Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economy**, n. 94:1002–1037, 1986.

ROMER, P. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, XCVIII: 71-102, 1990.

SHEA, J. Instrument relevance in multivariate linear models: a simple measure, **Review of Economics and Statistics**, 79(2): 348-52, 1997.

SILVEIRA NETO, R. Crescimento e spillovers: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. **Revista Econômica do Nordeste**, 32( n. esp): 524-545, 2001.

SILVEIRA NETO, R., AZZONI, C. R. Location and regional income disparity dynamics: the brazilian case. **Papers in Regional Science**, 25 (4): 599-613, 2006.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, 70: 65-94, 1956.

TOBLER, W. R. A computer model simulation of urban growth in the Detroit region. **Economic Geography**, 46: 234–240, 1970.

## ANEXO

### ANEXO 1- Estatísticas descritivas das variáveis

| Variáveis | Média  | Desvio-padrão | Mínimo | Máximo |
|-----------|--------|---------------|--------|--------|
| CRESC     | 0,005  | 0,008         | -0,024 | 0,024  |
| LPIB      | 8,383  | 0,547         | 7,280  | 9,970  |
| FEC       | 0,936  | 0,216         | 0,557  | 1,396  |
| EDUC      | 5,238  | 1,176         | 2,864  | 8,549  |
| INV       | 8,276  | 1,461         | 5,083  | 11,492 |
| GOV       | -1,964 | 0,353         | -2,801 | -1,074 |

Fonte: Elaboração própria dos autores.

### ANEXO 2- Matriz de correlação das variáveis

| Variáveis | CRESC   | LPIB    | FEC     | EDUC    | GOV     | INV |
|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|-----|
| CRESC     | 1       |         |         |         |         |     |
| LPIB      | -0,2310 | 1       |         |         |         |     |
| FEC       | -0,1544 | -0,6083 | 1       |         |         |     |
| EDUC      | -0,1071 | 0,8207  | -0,4050 | 1       |         |     |
| GOV       | -0,0175 | -0,5687 | 0,5798  | -0,1999 | 1       |     |
| INV       | -0,0469 | 0,4772  | -0,6727 | 0,1421  | -0,8295 | 1   |

Fonte: Elaboração própria dos autores.

# MEDIDAS RECENTES DE DESONERAÇÃO TRIBUTÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL

Débora Freire Cardoso<sup>i</sup>  
Kênia Barreiro de Souza<sup>ii</sup>  
Edson Paulo Domingues<sup>iii</sup>

## RESUMO:

O objetivo deste trabalho é avaliar os impactos econômicos da desoneração da folha de pagamentos conforme a política instituída pelo Governo Federal. Para tanto, utiliza-se um modelo de equilíbrio geral computável desenhado para simulações de estática comparativa. Os resultados mostram efeitos positivos para o crescimento de longo prazo da economia, com elevação do emprego, do PIB e do consumo das famílias. Contudo, verifica-se efeito negativo sobre as exportações. Conclui-se que a escolha dos setores abrangidos pela política pode representar um ponto crucial para sua eficácia.

**Palavras-chave:** desoneração, folha de pagamentos, Equilíbrio Geral Computável

## ABSTRACT:

The objective of this study is to assess the economic impacts of release of payroll as proposed by Federal Government policy. For this purpose, it has been used a computable general equilibrium model designed for comparative static simulations. The results show positive effects for the long-term growth of the economy, increasing employment, GDP and household consumption. However, there is a negative effect on exports. We conclude that the choice of the sectors covered by the policy may represent a crucial point for its effectiveness.

**Key-words:** tax relief, payroll, Computable General Equilibrium

**Classificação JEL:** H20; J38; C68; O25; O43

**Área 1: Crescimento e Desenvolvimento Econômico**

---

<sup>i</sup> Doutoranda em Economia no CEDEPLAR/UFMG; e-mail: [dfreire@cedeplar.ufmg.br](mailto:dfreire@cedeplar.ufmg.br)

<sup>ii</sup> Doutoranda em Economia no CEDEPLAR/UFMG; e-mail: [keniadesouza@gmail.com](mailto:keniadesouza@gmail.com).

<sup>iii</sup> Professor do CEDEPLAR/UFMG; e-mail: [epdomin@cedeplar.ufmg.br](mailto:epdomin@cedeplar.ufmg.br).



## 1. INTRODUÇÃO

A mitigação dos entraves ao crescimento econômico brasileiro por meio de instrumentos de incentivo à competitividade da produção nacional, sobretudo frente à conjuntura econômica de crise mundial, tem sido foco de ampla discussão nas esferas política e acadêmica. Entre os principais obstáculos que impedem a maior competitividade são frequentemente citados as distorções causadas pelo sistema tributário, especialmente quando se trata do excessivo peso dos encargos trabalhistas sobre a folha de pagamentos.

Os encargos sociais que incidem sobre o mercado de trabalho formal elevam o custo do fator trabalho, levando a uma piora nas condições de competitividade das empresas, ao estímulo à informalidade e a baixa cobertura da previdência social (DIEESE, 2008). De acordo com Varsano *et alii* (1998), as elevadas contribuições sobre a folha de salários criam uma grande cunha entre o custo do trabalhador para as empresas e o salário efetivamente recebido, estimulando as relações trabalhistas informais que, por sua vez, reduzem a própria base de arrecadação. Assim sendo, pode-se dizer que a onerosa tributação sobre o trabalho eleva o custo da mão de obra e reduz as possibilidades de abertura de novos postos de trabalho, contribuindo para manter o que se chama de “custo Brasil” em patamares mais elevados, o que coloca os produtos nacionais em uma posição desfavorável frente ao comércio internacional.

Em meio a esta discussão que envolve acadêmicos, a classe política, as entidades patronais e os sindicatos, o Governo Federal lançou a proposta de desoneração da folha de pagamentos de alguns setores como parte da política industrial, tecnológica e de comércio exterior do Governo Dilma Rousseff.<sup>1</sup> A política elimina a atual contribuição previdenciária sobre a folha (20%) e adota uma nova contribuição sobre a receita bruta das empresas para setores selecionados.

Neste contexto, o presente estudo busca revisitar a questão dos encargos sociais e avaliar os impactos econômicos de uma desoneração da folha de pagamentos. Torna-se imprescindível que se avaliem os efeitos desta ação, no intuito de apontar seus impactos sobre o emprego, PIB, consumo e fluxo comercial, de modo a ponderar se a política realmente atenua as distorções causadas pelo peso dos encargos trabalhistas sobre a competitividade nacional. Ademais, tendo em vista que a política é direcionada a atividades específicas, é preciso conhecer seus impactos sobre os setores beneficiados, bem como sobre o restante da economia, considerando que os setores e mercados são interligados e o efeito entre eles é sistêmico.

Com vistas a acessar esses resultados, adota-se um modelo de equilíbrio geral aplicado, que se mostra uma ferramenta adequada ao tipo de análise pretendida, ao tomar explicitamente a relação entre os diferentes setores e mercados. O componente inovador deste estudo se encontra na análise de uma desoneração da folha de pagamentos nos moldes da política governamental, que ainda não foi investigada em outros trabalhos.

O artigo está organizado em mais cinco seções, além desta: i) a próxima seção apresenta uma revisão de literatura e as medidas de desoneração da folha de pagamentos, realizando ainda uma breve discussão acerca dos trabalhos sobre modificações tributárias que utilizam modelos de equilíbrio geral como ferramenta analítica; ii) a seção 3 apresenta o modelo e a base de dados; iii) a seção 4 discute as simulações; iv) a seção 5 os resultados obtidos; e v) a seção 6 tece as considerações finais.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

A discussão em torno dos encargos sociais é bastante polêmica, seja quanto à mensuração de seu peso sobre a folha, ou quanto a seus impactos sobre a economia. Autores como Pastore (1994) e grande parte do empresariado defendem que os encargos sociais no Brasil atingem mais de 100% da folha de salários. Uma segunda interpretação, adotada pelo DIEESE (2011) e por pesquisadores da Unicamp,

---

<sup>1</sup> Lei n. 12.546 de 14 de dezembro de 2011 e Medida Provisória n. 563 de 2012.

conclui que o peso dos encargos sociais é de 25,1% sobre a remuneração total do trabalhador (DIEESE, 2011).

A discrepância entre as duas concepções se deve ao conceito de salário e encargos sociais adotados. O primeiro grupo considera uma noção mais restrita de salário, limitando-se a remuneração pelo tempo efetivamente trabalhado, ou seja, são excluídos, por exemplo, o décimo terceiro salário, férias remuneradas, aviso prévio e despesas de rescisão contratual. Todos esses itens excluídos da remuneração básica do trabalhador são considerados como encargos sociais, juntamente com as obrigações recolhidas ao INSS para custeio da Previdência Social, salário educação, Sistema S<sup>2</sup>, entre outros. Já o segundo grupo, considera como salário a remuneração total recebida integral e diretamente pelo trabalhador, que inclui além do salário recebido mensalmente (inclusive nas férias), os ganhos de décimo terceiro e 1/3 de férias e o FGTS e outras verbas rescisórias. A diferença entre o montante que a empresa desembolsa e a remuneração do trabalhador constitui os encargos sociais que são recolhidos ao governo, sendo alguns deles repassados a entidades patronais de assistência e formação profissional (DIEESE, 2011).

Seguindo a interpretação adotada pelo DIEESE, a Tabela 1 mostra o conjunto de encargos sociais que incidem sobre a folha de pagamentos. Como se observa, trata-se das contribuições sociais pagas pelas empresas como parte do custo total do trabalho, que não são revertidas em benefício direto e integral ao trabalhador. Dessa forma, com base neste conjunto de dados, o DIEESE (2011) conclui que uma empresa que admite um trabalhador por um salário hipotético de R\$ 1000,00 mensais, gasta um total de R\$ 1538,00, destes, R\$ 308,90 se referem a encargos sociais sobre a folha de pagamentos média mensal. Trata-se, portanto, de um custo considerável que recai sobre as decisões de produção.

Tabela 1 – Alíquotas de encargos sociais incidentes sobre a folha de pagamentos média mensal das empresas

| Tipo de encargo                             | Porcentagem sobre a folha média mensal |
|---------------------------------------------|----------------------------------------|
| INSS                                        | 20,00                                  |
| Seguro contra acidentes do trabalho (média) | 2,00                                   |
| Salário-Educação                            | 2,50                                   |
| Incra                                       | 0,20                                   |
| Sesi ou Sesc ou Sest                        | 1,50                                   |
| Senai ou Senac ou Senat                     | 1,00                                   |
| Sebrae                                      | 0,60                                   |
| Total                                       | 27,8%                                  |

Fonte: Guia do INSS; Elaboração: DIEESE (2011)

Quanto aos impactos econômicos dos encargos que incidem sobre a folha, também não existe um consenso. Conforme ressalta o DIEESE (2011), existem os que defendem que fatores inibidores do crescimento do emprego estariam muito mais relacionados às condições macroeconômicas que dificultam o investimento e a demanda interna, como altas taxas de juros, arrocho monetário, arrocho fiscal, ausência de políticas setoriais consistentes e ambiente de incerteza econômica, do que com o peso dos encargos sociais. Deste modo, medidas que estimulem a criação de um ambiente propício ao investimento produtivo seriam mais eficazes do que a redução ou eliminação de encargos sociais.

Por outro lado, autores como Amadeo (1992), Pastore (1994a, 1994b) e Chahad e Fernandes (2002) concluem que a redução desses encargos geraria impacto positivo sobre a criação de empregos, formalização, e, portanto, sobre a competitividade da economia brasileira. Entretanto, Chahad e Fernandes (2002) ressaltam que as políticas que visem aumentar a atratividade do emprego formal serão mais eficazes se seu foco se estabelecer sobre os encargos de caráter tributário, de modo que os benefícios diretos ao trabalhador não sejam lesados.

<sup>2</sup> Sistema S: Senai, Senac, Sesi, Sesc, Senat, Senar, Sebrae.

Mais recentemente, estudos de abordagem quantitativa têm sido realizados no intuito de mensurar os efeitos econômicos da desoneração dos encargos trabalhistas, como é o caso de Paes (2011), Domingues *et alii* (2012) e Bitencourt e Teixeira (2008). Paes (2011) simula uma reforma tributária mais ampla (nos moldes da Proposta de Emenda à Constituição - PEC-233/2008), com modificações de alguns tributos, em que a desoneração da folha de pagamentos está inclusa. Já Domingues *et alii* (2012), simula uma desoneração de 50,0% sobre os encargos da folha para a indústria, considerando um ajuste por parte do consumo do governo. Em ambos, observam-se efeitos positivos sobre o PIB, emprego, produção, consumo e investimentos.

No entanto, para Bitencourt e Teixeira (2008), apenas a desoneração da folha não seria suficiente para garantir a expansão do emprego e o ganho de competitividade, sendo necessário implementar políticas complementares, a medida que, a necessidade de reajuste dos gastos do governo diante da depreciação de sua receita tornaria os resultados econômicos piores. Seguindo uma linha semelhante, para o DIEESE (2011), ainda, não é razoável que se reduzam as alíquotas da Previdência Social ou de programas educacionais sem que se definam fontes alternativas para o seu financiamento, uma vez que é imprescindível preservar a receita da Previdência.

## 2.1. Medidas recentes de desoneração da folha de pagamentos

Em meio a essas discussões, o Governo Federal lançou em 2011 uma série de medidas que estabelecem uma nova política industrial, tecnológica e de comércio exterior para o período de 2011 a 2014, visando fortalecer a indústria nacional. Tais mudanças aprimoram os avanços obtidos com a Política industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior – PITCE (2003-2007) – e com a Política de Desenvolvimento Produtivo – PDP (2008-2010), tendo como objetivos centrais acelerar o crescimento do investimento produtivo e de inovação tecnológica das empresas nacionais, e aumentar a competitividade dos bens e serviços nacionais.

As medidas preveem uma série de ações visando desonerações tributárias, financiamento ao investimento e à inovação e desoneração das exportações. Entre suas principais diretrizes está a desoneração da folha de pagamentos<sup>3</sup>, que é consolidada por três ações: *i*) elimina-se a atual contribuição previdenciária sobre a folha (20%); *ii*) adota-se uma nova contribuição previdenciária sobre a receita bruta das empresas, cuja alíquota varia de 1 a 2% do total do faturamento, dependendo do setor; e *iii*) impõe-se um acréscimo igual à alíquota sobre a receita bruta na Cofins sobre as importações, de modo a reduzir as assimetrias na tributação entre o produto nacional e o importado.

Os setores selecionados para a desoneração da folha de pagamentos foram<sup>4</sup>: *i*) Têxtil; *ii*) Confeções; *iii*) Couro e calçados; *iv*) Plásticos; *v*) Material elétrico; *vi*) Bens de capital – mecânico; *vii*) Ônibus; *viii*) Autopeças; *ix*) Naval; *x*) Aéreo; *xi*) Móveis; *xii*) TI & TIC<sup>5</sup>; *xiii*) Hotéis; *xiv*) *Call Centers*; e *xv*) *Design Houses (chips)*. Para os primeiros onze setores listados a alíquota sobre faturamento é de 1%, enquanto nos quatro últimos situa-se em 2%.

De acordo com o Ministério da Fazenda (2012), essa mudança de base da contribuição contempla ainda uma redução da carga tributária dos setores beneficiados, porque a alíquota sobre a receita bruta foi fixada em um patamar inferior àquela alíquota que manteria inalterada a arrecadação (alíquota neutra). A mudança na base de contribuição ocorre para as empresas que se enquadram nas atividades econômicas ou que fabricam produtos industriais listados na Medida. Nestes casos, a empresa obrigatoriamente passa a pagar sua contribuição previdenciária sobre a receita bruta oriunda da venda daqueles produtos.

Com a desoneração da folha o Governo procura aumentar a competitividade da indústria nacional por meio da redução dos custos laborais, estimular as exportações e ampliar a formalização no mercado de trabalho, uma vez que a contribuição previdenciária dependerá da receita e não mais da folha de

<sup>3</sup>Para maiores informações consultar Brasil (2012). Disponível em:

<http://www.fazenda.gov.br/portugues/documentos/2012/CartilhaDesoneracao.pdf>

<sup>4</sup> Até o momento de execução deste estudo estes foram os setores selecionados pela medida, contudo, o Governo Federal ampliou o número de setores abrangidos em 2013.

<sup>5</sup> Tecnologia da informação (TI) e Tecnologia da informação e da comunicação (TIC).

salários. Objetiva-se ainda, tornar o produto nacional mais competitivo internamente frente ao importado, dada o aumento da Cofins-Importação para os produtos elegíveis pela política (BRASIL, 2012).

## **2.2. Estudos sobre modificações tributárias**

Vários estudos sobre modificações tributárias no Brasil e seus impactos na economia têm sido produzidos. Os modelos de equilíbrio geral são as ferramentas mais empregadas para essa análise, dadas as vantagens de considerarem diversos setores e mercados, e da relação entre eles ser tomada explicitamente. Como modificações de tributos afetam diversos setores de forma diferenciada, e o efeito entre estes é sistêmico, análises em equilíbrio parcial são provavelmente insuficientes no estudo de questões tributárias amplas. Nessa linha metodológica de equilíbrio geral computável (EGC), estudos recentes sobre modificações de tributos na economia brasileira podem ser vistos em Domingues e Haddad (2003), Silva *et alii* (2004), Salami e Fochezatto (2009), Ferreira Filho *et alii* (2010), Paes e Burgarin (2006), Paes (2009), Tourinho *et alii* (2010), Cavalcanti e Silva (2010), Cury e Coelho (2010) e Paes (2011). Dos trabalhos citados, alguns estão mais próximos do tema deste artigo e são comentados brevemente.

Tourinho *et alii* (2010) analisaram três medidas fiscais por meio de um modelo de EGC para medir os impactos de alterações na estrutura tributária nacional. As alterações consideradas nesse trabalho foram a transformação parcial da Cofins em uma contribuição sobre o valor adicionado, a adoção do PIS/Pasep e da Cofins sobre as importações, e a extinção da CPMF que foi adotada em 2007. Seus resultados mostram que para a transformação da Cofins em uma contribuição sobre o valor adicionado os efeitos quase anulam o ganho inicial de arrecadação. Para a adoção do PIS/Pasep e da Cofins sobre as importações os efeitos de equilíbrio geral reduzem o ganho pela metade, e no caso do CPMF eles compensam metade da perda de arrecadação. Por fim, a extinção da CPMF beneficia os trabalhadores de baixa qualificação não formais, cujos salários aumentam em 5,5%. E em geral, a renda das famílias aumenta em cerca de 2%, indistintamente ao longo das classes.

Cury e Coelho (2010) avaliam os impactos econômicos da reforma tributária do PIS/PASEP e do COFINS, que passaram a ser arrecadados por dois regimes (cumulativo e não cumulativo) nos fluxos domésticos e impostos sobre as importações. A avaliação foi realizada por meio de um modelo de equilíbrio geral computável (ano base 2003) adaptado para as novas características do sistema tributário.

Mais recentemente, Paes (2011) desenvolveu um modelo de equilíbrio geral (calibrado para o ano de 2005) para verificar os possíveis efeitos macroeconômicos e setoriais da nova reforma tributária – PEC 233/2008 – que unifica alguns tributos federais do consumo no IVA-F (Imposto sobre o Valor Agregado – Federal)<sup>6</sup>. Os principais resultados sugerem que pelo lado agregado ocorrerá uma modesta expansão do produto, consumo, emprego e investimento, com pequena perda de arrecadação e aumento de bem-estar. Em relação ao produto setorial, observa-se uma tendência de aumento dos setores industrial e agropecuário em detrimento dos serviços.

## **3. MODELO E BASE DE DADOS**

O modelo de equilíbrio geral computável (EGC) utilizado neste trabalho está calibrado para o ano de 2005, utilizando as informações mais atuais das matrizes de insumo-produto disponibilizadas pelo IBGE. Para este trabalho, o modelo foi configurado para 60 setores, 117 produtos, cinco componentes da demanda final (consumo das famílias, consumo do governo, investimento, exportações e estoques), dois elementos de fatores primários (capital e trabalho) e dois setores de margens (comércio e transportes). Algumas características da base de dados do modelo são importantes para sua utilização no tema de modificações de tributos. Primeiramente, cinco tipos de tributos (IPI, ICMS, COFINS, INSS e FGTS) estão especificados individualmente, incidindo sobre fluxos de compras (IPI, ICMS), remuneração do

---

<sup>6</sup> A proposta da PEC 233/2008 é unificar o PIS, a COFINS e a CIDE que incidem sobre a receita das empresas e serão então, cobrados de forma unificada.

trabalho (INSS e FGTS) e produção (COFINS). Esta especificação da base de dados e da estrutura teórica do modelo permite projetar políticas de desoneração de impostos por tributo e setor. A simulação empregada neste trabalho, conforme será apresentado mais adiante, está desenhada para exercícios de estática comparativa.

A especificação teórica do modelo se baseia na tradição australiana em modelos EGC, principalmente nos modelos ORANI (DIXON *et alii*, 1982) e MONASH (DIXON e RIMMER, 2002). Em diversos aspectos, a especificação teórica segue o padrão em modelos EGC. Os setores produtivos minimizam custos de produção sujeitos a uma tecnologia de retornos constantes de escala, em que a combinação de insumos intermediários e fator primário (agregado) é determinada por coeficientes fixos (Leontief). Na composição dos insumos há substituição via preços entre produto doméstico e importado, por meio de funções de elasticidade de substituição constante (CES). Na composição dos fatores primários também há substituição via preço entre capital e trabalho por funções CES. No caso do trabalho, as firmas utilizam 14 tipos de trabalhadores, em diferentes áreas de ocupação.

A demanda das 10 famílias representativas, classificadas por *decil* de renda, é especificada a partir de funções de utilidade não-homotéticas Stone-Geary (PETER *et alii*, 1996). Essa especificação divide o consumo dos bens e serviços em parcelas de “luxo” e “subsistência”, reservando uma parcela fixa do gasto em subsistência e uma parcela residual em “gasto de luxo”, o que permite que modificações na renda causem modificações diferenciadas no consumo dos produtos, daí seu caráter não-homotético. Na composição do consumo do produto entre doméstico e importado, utilizam-se funções de elasticidade de substituição constante (CES).

As exportações setoriais respondem a curvas de demanda negativamente associadas aos custos domésticos de produção e positivamente afetadas pela expansão exógena da renda internacional, adotando-se a hipótese de país pequeno no comércio internacional. O consumo do governo é tipicamente exógeno, podendo estar associado ou não ao consumo das famílias ou à arrecadação de impostos. Os estoques se acumulam de acordo com a variação da produção.

O investimento e o estoque de capital seguem mecanismos de deslocamento intersetorial e de acumulação a partir de regras pré-estabelecidas, associadas a taxas esperadas de retorno e de depreciação do estoque de capital. Assim, setores com elevação na taxa esperada de retorno, calculada endogenamente, atraem investimento. O fator trabalho também segue mecanismos de deslocamento intersetorial a partir do diferencial de rendimentos. O Apêndice 1 apresenta a estrutura teórica do modelo.

Alguns indicadores da base de dados do modelo são importantes para a análise da incidência tributária da economia e para as simulações que serão feitas com o modelo EGC. O Quadro 1 resume a estrutura tributária presente no modelo. A arrecadação de impostos representa 33% do PIB, cerca de 700 milhões de reais. Os tributos indiretos correspondem a 12,80% do PIB; e 8,32% do PIB são tributos sobre a folha de salários. O restante (9,03% do PIB) são outros tributos e subsídios à produção.

Como o foco deste trabalho são os impostos sobre a folha de salários e a mudança da base de recolhimento da contribuição previdenciária para a receita bruta em alguns setores, cabe detalhar este aspecto da base de dados do modelo. A Tabela 2 mostra a distribuição dos tributos que incidem sobre a folha de salários (INSS e FGTS), os tributos diretos sobre a produção (COFINS e Outros) e a tributação sobre as importações entre os setores da economia brasileira para o ano de 2005. Compete ressaltar que, a fim de simplificar a exposição, reportam-se os dados agregados para os setores Agropecuária, Indústria extrativa, Indústria e Serviços, desagregando os dados apenas para os setores alvo da política.

A incidência de tributos sobre a folha de salários da economia brasileira em 2005 foi de R\$ 178,6 bilhões. O setor de serviços deteve a maior participação na arrecadação total sobre a folha de salários, e a indústria representou 24,0% da arrecadação desses impostos. A taxa média de incidência do imposto sobre a folha é em torno de 22,0%, mas variaram significativamente entre os setores. Por exemplo, na indústria extrativa, a taxa implícita chegou a 32,3% da folha de salários, enquanto no setor de serviços e na agropecuária esta taxa fica em torno de 20,0%. Ao se considerar os setores que serão desonerados pela política, a taxa sobre a folha no setor de Caminhões e ônibus chega a 30,3%, enquanto em Serviços de



alojamento e alimentação é de 11,7%. Estas diferenças se explicam pela diferente composição da mão de obra em cada setor e pelas regras de tributação do FGTS.<sup>7</sup>

Quadro 1 – Resumo da estrutura tributária na base de dados do modelo EGC (2005)

| Tributos                             | Incidência                | Total (R\$ milhões) | % PIB |
|--------------------------------------|---------------------------|---------------------|-------|
| Indiretos (IPI, ICMS e Outras taxas) | Consumo intermediário     | 107.908             | 5,03  |
|                                      | Investimentos             | 23.816              | 1,11  |
|                                      | Consumo das famílias      | 164.346             | 7,66  |
| Diretos                              | Cofins e Outros           | 28.067              | 1,31  |
| Importações                          | Importações               | 9.172               | 0,43  |
| Trabalhistas                         | INSS e FGTS               | 178.564             | 8,32  |
| Outros tributos e subsídios          | Outros custos de produção | 193.728             | 9,03  |
| Total                                |                           | 705.601             | 32,88 |

Fonte: Elaboração própria

Tabela 2 – Tributação sobre salários, produção e importação (2005)

|                                      | Folha de salários |                     | Produção    |                     | Importação  |                    |
|--------------------------------------|-------------------|---------------------|-------------|---------------------|-------------|--------------------|
|                                      | R\$ milhões       | taxa sobre salários | R\$ milhões | taxa sobre produção | R\$ milhões | taxa sobre import. |
| Agropecuária                         | 9.174             | 20,3                | 1.131       | 0,6                 | 70          | 1,5                |
| Indústria extrativa                  | 3.331             | 32,3                | 619         | 0,6                 | 9           | 0,0                |
| Indústria                            | 38.022            | 24,0                | 10.822      | 0,8                 | 9.093       | 5,6                |
| Serviços                             | 128.462           | 20,0                | 15.495      | 0,7                 | -           | -                  |
| <b>Setores alvo da política</b>      |                   |                     |             |                     |             |                    |
| Serviços de alojamento e alimentação | 1.434             | 11,7                | 297         | 0,4                 | -           | -                  |
| Serviços de Informação               | 3.651             | 16,2                | 2.545       | 1,8                 | -           | -                  |
| Serviços Prestados à empresas        | 7.581             | 17,0                | 986         | 0,7                 | -           | -                  |
| Móveis e Indústrias diversas         | 900               | 16,3                | 238         | 0,7                 | 218         | 17,2               |
| Outros equipamentos de transporte    | 962               | 24,4                | 235         | 1,0                 | 61          | 1,0                |
| Peças e aces. para veíc. automotores | 2.258             | 24,3                | 558         | 1,0                 | 573         | 6,7                |
| Caminhões e Ônibus                   | 610               | 30,3                | 159         | 0,8                 | 18          | 2,9                |
| Ap. médico-hosp., medida e óptico    | 416               | 22,5                | 90          | 0,8                 | 436         | 5,2                |
| Máquinas e Equipamentos              | 2.759             | 23,3                | 642         | 1,1                 | 1.430       | 7,6                |
| Máquinas, ap. e materiais elétricos  | 1.263             | 24,0                | 289         | 0,9                 | 626         | 9,0                |
| Mat. eletrônico e equip. de comunic. | 985               | 25,6                | 296         | 0,8                 | 731         | 3,9                |
| Artigos de Borracha e Plástico       | 1.906             | 23,5                | 474         | 1,0                 | 242         | 9,6                |
| Artefatos de couro e calçados        | 1.050             | 19,9                | 249         | 1,1                 | 133         | 17,1               |
| Artigos do vestuário e acessórios    | 849               | 14,6                | 233         | 0,8                 | 120         | 20,7               |
| Têxteis                              | 1.169             | 22,2                | 273         | 0,8                 | 297         | 13,0               |

Fonte: Elaboração própria

<sup>7</sup> Como a alíquota do FGTS é fixa em 8% sobre os salários, essas diferenças se explicam por variações na alíquota do INSS por faixa de rendimento do trabalhador e, portanto, dependem da composição da mão de obra em cada setor, dado que a incidência do INSS é reduzida para salários menores.

No que se refere aos tributos diretos sobre a produção (COFINS e Outros), a arrecadação em 2005 foi de R\$ 28,1 bilhões, sendo que a agropecuária e o setor extrativo participaram com, respectivamente, 4,02% e 2,20% deste montante, cabendo aos setores industriais e de serviços as participações mais representativas de 38,56% e 55,21% da arrecadação total. Comparando este imposto com a sua base de incidência (produção) a alíquota média é de cerca de 0,7%, com alguma variação entre os setores alvo da política (uma taxa implícita de 1,8% em Serviços da Informação e 0,4% em Serviços de alojamento e alimentação).

A Receita de tributos sobre a importação foi de R\$ 9,2 bilhões em 2005, sendo que o setor industrial deteve a maior participação na arrecadação desses impostos. Na base de dados do modelo não há incidência de imposto de importação sobre o setor de serviços. Entre os setores elegíveis pela política, há bastante variabilidade quanto à taxa desse imposto em relação à sua base, o valor importado. O setor Artigos de Vestuário e acessórios, por exemplo, apresenta uma taxa de 20,7%, enquanto que para Outros equipamentos de transporte esta taxa é de 1,0%.

#### 4. SIMULAÇÕES

A operacionalização de modelos EGC exige que sejam estabelecidas hipóteses de simulação, ou o conjunto de variáveis exógenas e endógenas, definindo o chamado “fechamento” do modelo, e permitindo choques exógenos específicos, para determinadas variáveis, que desencadeiam alterações nas variáveis endógenas, por meio de mudanças nos preços relativos e quantidades reais. A partir do fechamento são definidas as hipóteses de operacionalização do modelo, associadas ao horizonte de tempo hipotético das simulações, ou seja, ao período de tempo necessário para que a economia se mova rumo ao novo equilíbrio. Neste trabalho, foi utilizado um fechamento de longo prazo para o qual foram feitas as seguintes hipóteses:

- i. No mercado de Fatores:
  - a. O capital é variável entre os setores, e sua taxa de retorno é fixa (exógena);
  - b. No mercado de trabalho, o salário real é exógeno, sendo o emprego e o salário nominal endógenos, e portanto se ajustam após os choques;
- ii. Consumo real das famílias é endógeno e segue as variações na renda real;
- iii. Gasto real do governo é endógeno e segue o consumo das famílias;
- iv. O investimento agregado é endógeno;
- v. Saldo comercial externo como proporção do PIB é endógeno. O preço em moeda estrangeira das importações é fixo e o das exportações depende dos ajustes de oferta e demanda no mercado interno.

Desta forma, pode-se dizer que os resultados representam as alterações no comportamento econômico do país a partir de mudanças exógenas, no caso deste trabalho, desencadeadas por meio das variações na tributação dos setores selecionados pelo programa Brasil Maior.

Assim sendo, para a implementação da simulação foi necessária a identificação dos setores-alvo no conjunto de setores do modelo BRIDGE. Para tanto, foram utilizadas as descrições e setores especificados na Lei nº 12546, de 2011 e Medida Provisória nº 563, de 2012, os quais foram compatibilizados com os setores do modelo, conforme pode ser observado no Quadro 2. Conforme as determinações da medida governamental a simulação é composta basicamente de três choques sobre cada um dos setores selecionados: i) isenção de INSS; ii) criação de um imposto sobre a receita bruta; e iii) criação de um imposto sobre importações<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> O imposto sobre a receita bruta e sobre as importações é de 2% para TI & TIC's; hotéis; *Call Center*; e *Design House*, e de 1% para os demais setores.



Quadro 2 – Correspondência entre os setores do modelo BRIDGE e os setores beneficiados pelo programa Brasil Maior

| Brasil Maior        | Modelo BRIDGE                                             |
|---------------------|-----------------------------------------------------------|
| Hotéis              | Serviços de Alojamento e Alimentação*                     |
| TI & TIC            | Serviços de Informação*                                   |
| Call Center         | Serviços Prestados às Empresas*                           |
| Móveis              | Móveis e indústrias diversas*                             |
| Navios              | Outros equipamentos de transporte*                        |
| Aéreo               | Outros equipamentos de transporte*                        |
| Autopeças           | Peças e acessórios para veículos automotores              |
| Ônibus              | Caminhões e Ônibus                                        |
| Bens de Capital     | Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico |
| Bens de Capital     | Máquinas e Equipamentos                                   |
| Material Elétrico   | Máquinas, aparelhos e materiais elétricos                 |
| <i>Design House</i> | Material eletrônico e equipamentos de comunicações        |
| Plástico            | Artigos de Borracha e Plástico*                           |
| Calçados e Couro    | Artefatos de couro e calçados                             |
| Vestuário           | Artigos do vestuário e acessórios                         |
| Têxteis             | Têxteis                                                   |

\* Choque parcial, segundo a participação da atividade descrita no Brasil Maior no setor correspondente do modelo BRIDGE.

Fonte: Elaboração própria

Conforme proposto por Domingues e Haddad (2003), para avaliar alterações de tributos sobre a receita do governo é importante separar quais são os efeitos de primeira ordem (de equilíbrio parcial) de efeito total de primeira e segunda ordem (ou de equilíbrio geral). Assim, sendo *BAS* a base tributária, *TAX* a receita dos tributos diretos e *t* a alíquota tributária, temos que  $TAX = t * BAS$ . Logo, uma variação na tributação implica em dois efeitos:

$$\Delta TAX = \underbrace{BAS * \Delta t}_{\text{efeitos de primeira ordem}} + \underbrace{\Delta BAS * t}_{\text{efeitos de segunda ordem}}$$

A Tabela 3 apresenta o efeito de primeira ordem da política de desoneração sobre cada um dos setores selecionados pelo programa. Os valores foram calculados a partir dos dados do modelo BRIDGE, e desagregados por meio da Pesquisa Industrial Anual (PIA) e Pesquisa Anual dos Serviços (PAS), ambas disponibilizadas pelo IBGE (2012). A variação estimada nos cofres públicos é uma redução de cerca de R\$ 5.602 milhões na arrecadação de impostos (aumento da arrecadação sobre a receita bruta, mais o aumento dos impostos sobre importação, menos o INSS dos setores selecionados).

Não obstante, o efeito de primeira ordem da política represente uma redução na arrecadação de impostos para a maioria dos setores selecionados, o efeito total de primeira e segunda ordem, depende ainda dos efeitos multiplicadores desses incentivos. Desta forma, seguindo o arcabouço de equilíbrio geral, as alterações nos impostos são um choque exógeno que provocará alterações a partir de um equilíbrio inicial, fazendo com que a economia se adapte e atinja um novo equilíbrio, que incorpora os efeitos desencadeados pela política pública.

Tabela 3 – Variação estimada na arrecadação de impostos com base nos dados do modelo BRIDGE, por setor (em milhões de reais)

| Setores           | Isenção de INSS | Imposto sobre a receita bruta | Imposto de importação | Efeito de primeira ordem na arrecadação pública |
|-------------------|-----------------|-------------------------------|-----------------------|-------------------------------------------------|
| Hotéis            | -285,38         | 320,63                        | 161,32                | 196,57                                          |
| TI & TIC          | -1.360,90       | 609,57                        | 107,86                | -643,46                                         |
| Call Center       | -1.571,36       | 1.117,15                      | 226,14                | -228,07                                         |
| Móveis            | -385,15         | 246,54                        | 14,81                 | -123,80                                         |
| Naval e Aéreo     | -494,22         | 135,18                        | 63,43                 | -295,62                                         |
| Autopeças         | -1.675,99       | 558,12                        | 91,65                 | -1.026,22                                       |
| Ônibus            | -435,52         | 196,94                        | 6,22                  | -232,36                                         |
| Bens de Capital   | -2.324,06       | 711,78                        | 291,65                | -1.320,63                                       |
| Material Elétrico | -940,14         | 304,87                        | 76,12                 | -559,15                                         |
| Design House      | -727,11         | 732,78                        | 387,74                | 393,41                                          |
| Plástico          | -937,10         | 332,93                        | 27,57                 | -576,60                                         |
| Calçados e Couro  | -721,01         | 235,17                        | 9,12                  | -476,72                                         |
| Vestuário         | -508,85         | 280,20                        | 7,00                  | -221,65                                         |
| Têxteis           | -851,59         | 337,97                        | 25,79                 | -487,83                                         |
| Total             | -13.218,38      | 6.119,82                      | 1.496,42              | -5.602,14                                       |

Fonte: Elaboração própria

## 5. RESULTADOS

Em termos gerais, o resultado agregado seria condizente aos objetivos do governo de promoção do crescimento econômico, à medida que podem gerar um aumento de 0,27% do emprego total, acompanhado por uma elevação de 0,10% no PIB e 0,25% no consumo das famílias (Tabela 4) no longo prazo. O resultado sobre as exportações é negativo (redução de 0,56%), e ocorre um aumento das importações, resultado decorrente do aumento do emprego e consequentemente da renda e do consumo, que não apenas aumentam o consumo nacional dos bens produzidos localmente, como também pressionam os preços nacionais, acirrando a concorrência com os produtos importados. Observando pela decomposição do choque é possível verificar que para as exportações os efeitos negativos do aumento de tributos são mais intensos e superam o incentivo da desoneração de encargos trabalhistas, fazendo com que a política deixe de cumprir seu objetivo de aumentar a competitividade dos produtos nacionais e com isto a capacidade de exportação.

Desta forma, pode-se dizer que, embora os resultados sobre o emprego e o PIB sejam positivos, algumas ressalvas são necessárias. O efeito de redução nos encargos trabalhistas mostra-se positivo, impulsionando a economia, enquanto o aumento dos impostos sobre a receita bruta compensa parte da perda de arrecadação do governo. Porém, o efeito do aumento dos impostos sobre as importações atua no sentido contrário ao esperado, reduzindo a produção e o emprego. Isso ocorre, pois a economia nacional ainda é dependente de insumos importados, sobretudo bens de capital, que não podem ser substituídos facilmente por produtos nacionais, de tal forma que, um aumento no custo desses insumos (via tributação) eleva o custo de produção no país, prejudicando o crescimento da economia, ao mesmo tempo em que, o aumento na demanda interna requer aumentos na produção.

Tabela 4 – Resultados agregados das simulações de desoneração da folha de pagamentos

| Variáveis    | Variação %<br>Total | Contribuição por tipo de choque: |                               |                            |
|--------------|---------------------|----------------------------------|-------------------------------|----------------------------|
|              |                     | Corte do INSS                    | Imposto sobre a receita bruta | Impostos sobre importações |
| Emprego      | 0,27                | 2,44                             | -1,98                         | -0,19                      |
| PIB          | 0,10                | 2,25                             | -1,96                         | -0,20                      |
| Exportações  | -0,65               | 2,21                             | -2,41                         | -0,45                      |
| Importações  | 0,29                | 1,35                             | -0,86                         | -0,21                      |
| Investimento | 0,14                | 2,36                             | -1,99                         | -0,24                      |
| Consumo      | 0,25                | 2,11                             | -1,71                         | -0,15                      |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações

Essa relação se torna mais clara a partir da decomposição setorial dos resultados<sup>9</sup> (Tabela 5). Para alguns setores, o efeito composto dos três choques (INSS, receita e importações), é positivo em termos da economia como um todo, ou seja, o efeito da desoneração da folha de pagamentos supera o efeito negativo do aumento de impostos. Esse é o caso, por exemplo, de “bens de capital”, cujos incentivos não são apenas benéficos para o próprio setor, mas geram resultados positivos sobre o PIB, o emprego e o consumo, para toda a economia. Comportamento semelhante ocorre ainda para outros setores como a produção de plásticos, e a indústria têxtil, que devido à redução de seus custos beneficiam os setores para os quais são vendidos como insumos de produção.

Tabela 5 – Resultados agregados das simulações, decompostos pela contribuição de cada setor no efeito total das políticas de desoneração da folha de pagamentos

| Variáveis             | PIB         | Emprego     | Export.      | Import.     | Invest.     | Consumo     |
|-----------------------|-------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|
| <b>Variação total</b> | <b>0,10</b> | <b>0,27</b> | <b>-0,65</b> | <b>0,29</b> | <b>0,14</b> | <b>0,25</b> |
| Bens de Capital       | 0,26        | 0,31        | 0,20         | 0,05        | 0,28        | 0,23        |
| Plástico              | 0,08        | 0,10        | 0,03         | 0,04        | 0,06        | 0,08        |
| Têxteis               | 0,06        | 0,08        | -0,05        | 0,03        | 0,05        | 0,08        |
| Design House          | 0,06        | 0,05        | 0,03         | 0,07        | 0,09        | 0,06        |
| Autopeças             | 0,03        | 0,04        | -0,01        | 0,09        | 0,06        | 0,04        |
| Naval e Aéreo         | 0,01        | 0,02        | 0,03         | 0,07        | 0,02        | 0,01        |
| Ônibus                | 0,01        | 0,00        | 0,02         | 0,02        | 0,04        | 0,01        |
| Vestuário             | 0,01        | 0,01        | -0,06        | 0,04        | 0,02        | 0,03        |
| Couro e Calçados      | -0,01       | 0,00        | -0,05        | 0,04        | 0,00        | 0,01        |
| Móveis                | -0,03       | -0,01       | -0,04        | -0,01       | -0,05       | -0,02       |
| TI & TIC              | -0,05       | 0,02        | -0,12        | -0,04       | -0,12       | -0,03       |
| Hotéis                | -0,05       | -0,05       | -0,08        | -0,03       | -0,05       | -0,04       |
| Call Centers          | -0,11       | -0,11       | -0,25        | -0,02       | -0,10       | -0,07       |
| Material Elétrico     | -0,18       | -0,18       | -0,29        | -0,06       | -0,18       | -0,14       |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações

<sup>9</sup> O efeito da simulação sobre o setor *i* corresponde à soma dos efeitos de corte do INSS, aumento no imposto sobre a receita bruta e aumento no imposto sobre exportações. Pode-se observar que o resultado agregado é a soma dos resultados setoriais.

Por outro lado, para setores como *Call Centers* e produtores de material elétrico, embora o próprio setor se beneficie com a redução nos custos de produção, o efeito sobre a economia é negativo. Isso ocorre, pois o aumento da demanda por trabalhadores pressiona os salários, gerando aumentos nos custos de produção que superam os efeitos positivos desencadeados pela desoneração do setor.

As variações setoriais mostram que a política é eficaz para os setores diretamente beneficiados, no entanto, a interação no mercado de fatores, e principalmente, a concorrência por mão de obra, reduz o emprego e a produção dos setores não incluídos na política (para os quais o custo relativo da mão de obra aumenta), como é o caso da agropecuária e a indústria de alimentos (Tabela 6).

Tabela 6 – Resultados setoriais sobre o emprego e a produção em setores agregados decorrentes das políticas de desoneração da folha de pagamentos

| Setores             | Variação %<br>Total | Contribuição por tipo de choque: |                                     |                                  |
|---------------------|---------------------|----------------------------------|-------------------------------------|----------------------------------|
|                     |                     | Corte do<br>INSS                 | Imposto<br>sobre a<br>receita bruta | Impostos<br>sobre<br>importações |
| Emprego             |                     |                                  |                                     |                                  |
| Agropecuária        | -0,34               | 1,52                             | -1,66                               | -0,20                            |
| Indústria Extrativa | -1,63               | 0,91                             | -2,24                               | -0,29                            |
| Alimentos           | -0,78               | 0,87                             | -1,50                               | -0,15                            |
| Bens de Consumo     | -0,25               | 2,41                             | -2,35                               | -0,31                            |
| Duráveis            | 1,91                | 4,21                             | -2,15                               | -0,15                            |
| Intermediários      | 0,18                | 2,76                             | -2,32                               | -0,25                            |
| Bens de Capital     | 4,54                | 7,70                             | -2,92                               | -0,24                            |
| Serviços            | 0,11                | 2,21                             | -1,92                               | -0,18                            |
| Produção            |                     |                                  |                                     |                                  |
| Agropecuária        | -0,25               | 1,64                             | -1,68                               | -0,21                            |
| Indústria Extrativa | -0,36               | 2,13                             | -2,16                               | -0,33                            |
| Alimentos           | -0,17               | 1,48                             | -1,48                               | -0,17                            |
| Bens de Consumo     | 0,11                | 2,14                             | -1,83                               | -0,19                            |
| Duráveis            | 0,38                | 2,68                             | -2,10                               | -0,20                            |
| Intermediários      | -0,03               | 2,51                             | -2,26                               | -0,28                            |
| Bens de Capital     | 0,74                | 3,81                             | -2,81                               | -0,26                            |
| Serviços            | 0,12                | 2,30                             | -1,97                               | -0,20                            |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações

A Tabela 7 e a Tabela 8 apresentam os resultados com maior nível de desagregação setorial. O setor de “máquinas e equipamentos” foi o principal responsável pelo aumento na produção de “bens de capital”, com 7,63% de crescimento do emprego e 1,19% de aumento na produção, fundamentalmente decorrente do efeito da desoneração da folha de pagamentos, que supera o efeito negativo da elevação dos tributos.

Tabela 7 – Resultados setoriais sobre o emprego decorrentes das políticas de desoneração da folha de pagamentos

| Setores                                   | Variação<br>% Total | Contribuição por tipo de choque: |                                     |                                  |
|-------------------------------------------|---------------------|----------------------------------|-------------------------------------|----------------------------------|
|                                           |                     | Corte do<br>INSS                 | Imposto<br>sobre a<br>receita bruta | Impostos<br>sobre<br>importações |
| 10 setores mais beneficiados              |                     |                                  |                                     |                                  |
| Máquinas e equipamentos                   | 7,63                | 11,32                            | -3,56                               | -0,14                            |
| Ap. instr. médico-hosp, medida e óptico   | 6,44                | 9,11                             | -2,45                               | -0,22                            |
| Têxteis                                   | 4,73                | 7,65                             | -2,84                               | -0,09                            |
| Outros equipamentos de transporte         | 4,15                | 7,19                             | -2,62                               | -0,41                            |
| Artigos de borracha e plástico            | 4,13                | 7,23                             | -2,87                               | -0,24                            |
| Peças e acessórios para v. automotores    | 3,61                | 6,62                             | -2,73                               | -0,28                            |
| Móveis e produtos das indústrias diversas | 3,42                | 5,94                             | -2,34                               | -0,18                            |
| Serviços de informação                    | 2,71                | 5,10                             | -2,23                               | -0,16                            |
| Produtos farmacêuticos                    | 2,55                | 8,16                             | -4,56                               | -1,05                            |
| Máquinas, aparelhos e materiais elétricos | 2,10                | 4,91                             | -2,57                               | -0,24                            |
| 10 setores menos beneficiados             |                     |                                  |                                     |                                  |
| Petróleo e gás natural                    | -1,79               | 0,75                             | -2,26                               | -0,27                            |
| Produtos de madeira - exclusive móveis    | -1,65               | 0,88                             | -2,23                               | -0,31                            |
| Minério de ferro                          | -1,58               | 0,70                             | -1,95                               | -0,33                            |
| Celulose e produtos de papel              | -1,21               | 1,14                             | -2,12                               | -0,24                            |
| Outros da indústria extrativa             | -1,09               | 1,62                             | -2,36                               | -0,34                            |
| Produtos do fumo                          | -1,07               | 0,75                             | -1,60                               | -0,22                            |
| Jornais, revistas, discos                 | -1,03               | 1,32                             | -2,16                               | -0,18                            |
| Refino de petróleo e coque                | -0,93               | 1,47                             | -2,16                               | -0,24                            |
| Metalurgia de metais não ferrosos         | -0,91               | 1,52                             | -2,16                               | -0,27                            |
| Álcool                                    | -0,90               | 1,73                             | -2,34                               | -0,28                            |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações

A simulação mostra ainda que todos os setores-alvo da política obtiveram aumentos de produção e alguns desencadearam resultados positivos em outros setores com os quais possuem elevado comércio intermediário, como “serviços de manutenção e reparação”; “serviços imobiliários e de aluguel”; e “construção” com crescimento da produção respectivamente de 0,35%; 0,33% e 0,13%. Por outro lado, os setores que obtiveram redução na produção e no emprego, são aqueles intensivos em mão de obra que não receberam incentivos fiscais do governo e para os quais a elevação do preço relativo do fator trabalho superou os benefícios indiretos gerados pelo crescimento no consumo, emprego e produção de outros setores.

Esses resultados mostram que a escolha das atividades e produtos beneficiados é essencial na determinação de políticas públicas deste tipo, não apenas por incentivar a produção de bens essenciais e aumentar o nível de emprego e renda, mas também por potencializarem os resultados, gerando maiores benefícios indiretos para o restante da economia.

Tabela 8 – Resultados setoriais sobre a produção decorrentes das políticas de desoneração da folha de pagamentos

| Setores                                   | Variação<br>% Total | Contribuição por tipo de choque: |                                     |                                  |
|-------------------------------------------|---------------------|----------------------------------|-------------------------------------|----------------------------------|
|                                           |                     | Corte do<br>INSS                 | Imposto<br>sobre a<br>receita bruta | Impostos<br>sobre<br>importações |
| 10 setores mais beneficiados              |                     |                                  |                                     |                                  |
| Outros equipamentos de transporte         | 1,74                | 4,75                             | -2,59                               | -0,42                            |
| Máquinas e equipamentos                   | 1,19                | 4,79                             | -3,45                               | -0,15                            |
| Têxteis                                   | 0,75                | 3,64                             | -2,78                               | -0,10                            |
| Ap. Instr. médico-hosp, medida e óptico   | 0,70                | 3,31                             | -2,38                               | -0,24                            |
| Peças e acessórios para v. automotores    | 0,67                | 3,65                             | -2,69                               | -0,29                            |
| Artefatos de couro e calçados             | 0,66                | 2,59                             | -1,77                               | -0,17                            |
| Máquinas, aparelhos e materiais elétricos | 0,52                | 3,31                             | -2,55                               | -0,24                            |
| Artigos do vestuário e acessórios         | 0,46                | 2,57                             | -1,98                               | -0,14                            |
| Artigos de borracha e plástico            | 0,43                | 3,48                             | -2,80                               | -0,25                            |
| Serviços de manutenção e reparação        | 0,36                | 2,59                             | -2,04                               | -0,20                            |
| 10 setores menos beneficiados             |                     |                                  |                                     |                                  |
| Produtos de madeira - exclusive móveis    | -0,63               | 1,91                             | -2,19                               | -0,34                            |
| Minério de ferro                          | -0,60               | 1,68                             | -1,92                               | -0,36                            |
| Outros da indústria extrativa             | -0,45               | 2,25                             | -2,34                               | -0,36                            |
| Produtos do fumo                          | -0,44               | 1,36                             | -1,57                               | -0,23                            |
| Agr, silvicultura, exploração florestal   | -0,31               | 1,71                             | -1,79                               | -0,24                            |
| Comércio                                  | -0,28               | 1,86                             | -1,94                               | -0,20                            |
| Petróleo e gás natural                    | -0,26               | 2,27                             | -2,22                               | -0,31                            |
| Defensivos agrícolas                      | -0,23               | 2,20                             | -2,14                               | -0,29                            |
| Metalurgia de metais não ferrosos         | -0,19               | 2,24                             | -2,14                               | -0,29                            |
| Serviços de alojamento e alimentação      | -0,17               | 2,18                             | -2,16                               | -0,19                            |

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das simulações

## 6. COMENTÁRIOS FINAIS

A elevada carga tributária no Brasil e as discussões acerca da reforma do sistema tributário indicam a necessidade de reavaliação das incidências de impostos no país, principalmente quando a excessiva tributação impõe entraves ao crescimento econômico como, por exemplo, ao reduzir a competitividade externa da produção nacional, ao desestimular o investimento e dificultar a absorção de mão de obra. Estes obstáculos ao crescimento são apontados por muitos como devidos, em parte, ao excessivo peso dos encargos trabalhistas sobre a folha de pagamentos, que elevam demasiadamente o custo laboral no mercado de trabalho formal.

Nesse contexto, o Governo Federal lançou em 2011 e ampliou ainda em 2012 uma série de medidas tributárias, cujo objetivo primordial é criar um ambiente propício para o investimento e a inovação, e aumentar a competitividade dos bens e serviços nacionais. Uma das principais medidas tomadas é a desoneração da folha de pagamentos, que ocorre por meio da mudança da base de arrecadação da contribuição previdenciária da folha salarial para a receita bruta. Para os setores elegíveis



pela política a contribuição ao INSS (20,0%) incidente sobre a folha será zerada, passando a ser tributada em alíquotas que variam de 1% a 2% sobre sua receita bruta<sup>10</sup>. Soma-se um acréscimo igual à alíquota sobre a receita bruta na importação desses bens.

O presente trabalho avaliou as consequências da desoneração dos impostos sobre a folha de salários e discutiu seus impactos macroeconômicos e setoriais. Para tanto, utilizou-se um modelo de equilíbrio geral computável (BRIDGE), com detalhamento específico da estrutura de impostos diretos e indiretos incidentes sobre 60 setores de atividades e 116 produtos.

Conforme as determinações da medida governamental e seguindo o arcabouço dos modelos de equilíbrio geral foi realizada uma simulação de longo prazo composta de basicamente de três choques sobre cada um dos setores-alvo da política: i) isenção de INSS; ii) criação de um imposto sobre a receita bruta; e iii) criação de um imposto sobre importações.

Os resultados mostram que a redução na carga tributária gera efeitos positivos para o crescimento de longo prazo da economia, induzindo o aumento no emprego de 0,27%, acompanhado por uma elevação de 0,10% no PIB e 0,25% no consumo das famílias. Desta forma, pode-se dizer que em termos gerais a redução nos encargos trabalhistas pode auxiliar na redução das ineficiências causadas pela estrutura do sistema tributário brasileiro, uma vez que incentiva a produção ao reduzir os custos de produção.

No entanto ao menos três ressalvas são necessárias: i) o aumento dos impostos sobre as importações, cujo objetivo é proteger a indústria nacional, leva a impactos negativos sobre a economia brasileira, pois onera a importação de insumos produtivos; ii) o efeito sobre as exportações é negativo, pois a política ao mesmo tempo em que desonera a produção pressiona os preços devido ao aumento na demanda interna para consumo e aumento na demanda por mão de obra; e iii) para alguns setores o resultado sobre a economia como um todo é negativo, embora o próprio setor se beneficie, tornando a escolha dos setores ponto crucial para a eficácia da política.

Vale ainda mencionar que, conforme o próprio Governo Federal ressalta haverá perda de arrecadação para a previdência pública, o que deverá ser compensado com redução nos gastos ou aumento de outro tributo, o que não foi anunciado pelo governo e por esse motivo não foi contemplado neste estudo. Sendo assim, possíveis extensões do trabalho seriam: i) a simulação do efeito de redução dos gastos públicos no montante de redução na arrecadação de tributos ou elevação de outros tributos que compensem a perda de receita; e ii) a ampliação da simulação para outros setores, o que permitiria selecionar quais são as atividades para as quais o esforço fiscal do governo na redução de encargos gera os resultados mais eficientes, tanto do ponto de vista de potenciais aumentos na produção, quanto no emprego.

## REFERÊNCIAS

- AMADEO, E. J. *Mercado de trabalho, relações industriais e competitividade*. Rio de Janeiro: BNDES, 1992, 100p.
- BITENCOURT, M. B. & TEIXEIRA, E. C. Impactos dos encargos sociais na economia brasileira. *Nova Economia*, 18 (1), n. 5, p. 3-86, jan./abr. 2008.
- BRASIL, Ministério da Fazenda. *Cartilha desoneração da folha de pagamentos*. Disponível em: <http://www.fazenda.gov.br/portugues/documentos/2012/CartilhaDesoneracao.pdf>. Acesso em: 20/06/2012.

---

<sup>10</sup> O imposto sobre a receita bruta e sobre as importações é de 2% para TI & TIC's; hotéis; *Call Center*; e *Design House*, e de 1% para os demais setores.

- CAVALCANTI, M. A. F. H; da SILVA, N. L. C. Impactos de Políticas de Desoneração do Setor Produtivo: uma avaliação a partir de um modelo de gerações superpostas. *Estudos Econômicos*, v.40, n.4, p. 943-966, out./dez. 2010.
- CHAHAD, J. P. Z.; FERNANDES, R. (Orgs.). *O mercado de trabalho no Brasil: políticas, resultados e desafios*. São Paulo: LTr, 2002.
- CURY, S.; COELHO, A.M. From Revenue to Value Added Taxes: Welfare and Fiscal Efficiency Effects in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 4, p. 373-392, out./dez. 2010.
- DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS ECONÔMICOS (DIEESE). *A proposta de reforma tributária do Governo*. Nota Técnica n. 69, São Paulo: DIEESE, jun. 2008.
- \_\_\_\_\_. *Encargos sociais e a desoneração da folha de pagamentos - revisitando uma antiga polêmica*. Nota Técnica n. 101, São Paulo: DIEESE, jul. 2011.
- DIXON, P. B.; PARMENTER B. R.; SUTTON, J. M.; VINCENT D. P. *ORANI: A Multisectoral Model of the Australian Economy*. Amsterdam: North-Holland, 1982. 372 p.
- DIXON, P.B.; RIMMER, M. *Dynamic General Equilibrium Modelling for Forecasting and Policy: a practical guide and documentation of MONASH*. Amsterdam: Elsevier, 2002. 338p.
- DIXON, P.B.; RIMMER, M. *Forecasting and Policy Analysis with a Dynamic CGE Model of Australia*. Working Paper, 1998.
- DOMINGUES, E. P.; HADDAD, E. A. Política Tributária e Re-Localização. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n.4, p. 849-871, out./dez. 2003.
- DOMINGUES, E. P.; MAGALHÃES, A. S; FARIA, W. R. Infraestrutura, Crescimento e Desigualdade Regional: Uma Projeção dos Impactos dos Investimentos do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) em Minas Gerais. *Revista Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 1, abr. 2009.
- DOMINGUES, E. P.; BETARELLI JUNIOR, A. A.; MAGALHAES, A. S.; CARVALHO, T. S.; SANTIAGO, F. S. *Repercussões Setoriais e Regionais da Crise Econômica de 2009 no Brasil: simulações em um modelo de equilíbrio geral computável de dinâmica recursiva*. In: 38º Encontro Nacional de Economia, 2010, Salvador. Anais eletrônicos. Salvador: ANPEC, 2010.
- DOMINGUES, E. P.; CARDOSO, D. F.; SOUZA, K. B; MOTTA, G. P.; CARVALHO, T. S.; SANTIAGO, F. S.; MAGALHÃES, A. S.; BETARELLI JÚNIOR, A. A. *Crescimento, emprego e produção setorial: efeitos da desoneração de tributos sobre a folha de salários no Brasil*. Texto para discussão nº 456. Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2012.
- FERREIRA FILHO, J. B. S.; SANTOS, C. V; LIMA, S. M. P.; Tax Reform, Income Distribution and Poverty in Brazil: an applied general equilibrium analysis. *The International Journal of Microsimulation*, v. 3, n. 1, p.114-117, spring 2010.
- FRISCH, R. A complete scheme for computing all direct and cross demand elasticities in a model with many sectors. *Econometrica*, v. 27, n. 2, p. 177-196, abr.1959.
- HARRISON, W.J., PEARSON, K.R. *Gempack Document no. GPD-I*. Centre of Policy Studies and Impact Project Monash University, Melbourne, Australia. 2002.
- HOFFMANN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo de Alimentos no Brasil em 2002-2003. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M.; MENEZES, T.; PIOLA, S. F. (Orgs.). *Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. vol. 2, Brasília: IPEA, 2007, p. 463-484.

- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Sistema de Contas Nacionais*. 2004. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/2008/default.shtm>. Acesso em: 04/07/2011.
- PAES, N. L.; BURGARIN, M. N. S. Reforma Tributária: impactos distributivos, sobre o bem-estar e a progressividade. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n.1, p. 33-56, jan./mar. 2006.
- PAES, N. L. A Implantação do Princípio do Destino na Cobrança do ICMS e suas Implicações Dinâmicas sobre os Estados. *Revista Brasileira de Economia*, v. 63, n. 3, p.233-248, jul./set. 2009.
- PAES, N. L. A Reforma Tributária: os Efeitos Macroeconômicos e Setoriais da PEC 233/2008. *Estudos Econômicos*, v. 41, n.2, p.487-512, abr./jun. 2011.
- PASTORE, J. *Encargos sociais no Brasil e no Exterior: Uma avaliação crítica*. Brasília: SEBRAE, 1994.
- PETER, W. W. HORRIDGE, M.; MEGUER, G.A. NAVQUI, F.; PARMENTER, B. R. *The theoretical structure of MONASH-MRF*. Cayton: Center of Policy Studies, 1996. 121 p. (Preliminary working paper, OP-85). Disponível em: <http://www.monash.edu.au/policy>. Acesso em: 12 jul. 2010.
- SALAMI, C. R.; FOCHEZATTO, A. Avaliando os impactos de políticas tributárias sobre a economia brasileira com base em um modelo de equilíbrio geral de gerações sobrepostas. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 63, n. 3, p. 299-314, jul./set. 2009.
- SILVA, N. L. C.; TOURINHO, O. A. F.; ALVES, Y. L. B. *O Impacto da Reforma Tributária na Economia Brasileira: uma análise com o modelo CGE*. Texto para discussão nº 1056, Rio de Janeiro: IPEA, nov. 2004, 58p.
- TOURINHO, O. A. F.; KUME, H.; PEDROSO, A. C. S. Elasticidades de Armington para o Brasil: 1986–2002. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 2, p. 245–267, abr./jun. 2007.
- TOURINHO, O. A. F.; ALVES, Y. L.; SILVA, N. L. C. Implicações Econômicas da Reforma Tributária: análise com um modelo CGE. *Revista Brasileira de Economia*. v. 64, n. 3, p. 307-340, jul./set. 2010.
- VARSAÑO, R.; PESSOA, E. P.; SILVA, N. L. C.; AFONSO, J. R. R.; ARAUJO, E. A.; RAMUNDO, J. C. M. *Uma análise da carga tributária no Brasil*. Texto para discussão nº583, Rio de Janeiro: IPEA, ago. 1998. 71p.

## APÊNDICE 1 - MODELO EGC: BASE DE DADOS E ESTRUTURA TEÓRICA

O modelo EGC deste trabalho é um desenvolvimento do modelo BRIDGE (DOMINGUES *et alli*, 2010), que por sua vez parte de elementos da especificação dos modelos MONASH e ORANI (DIXON e RIMMER, 1998; DIXON *et alii*, 1982). O modelo segue a tradição australiana de modelagem, do tipo Johansen, nos quais a estrutura matemática é representada por um conjunto de equações linearizadas, as soluções são apresentadas como taxas de crescimento (elasticidades) e variados tipos de fechamento são permitidos. Além disso, assume pressupostos neoclássicos: firmas minimizadoras de custos, famílias maximizadoras de utilidade e *market clearing*.

A operacionalização de um modelo EGC é composta por duas partes. A primeira é a especificação, que consiste em determinar as formas funcionais, baseadas na teoria microeconômica tradicional consolidada. A segunda parte é denominada de calibragem, e consiste na determinação de uma solução inicial. Para a execução dessas duas etapas são necessários dois tipos de dados: os provenientes da matriz de absorção (núcleo da base de dados do modelo), as quais retratam os fluxos da economia, e ainda os parâmetros comportamentais relativos às formas funcionais adotadas (como por exemplo, as elasticidades de exportação, elasticidades de substituição)

A estrutura do núcleo da base de dados do modelo é representada na Figura 1. As linhas mostram a estrutura de compras realizadas por cada agente representado nas colunas. Cada um dos 120 bens identificados pode ser obtido no mercado nacional ou internacional. Os bens são consumidos pelos 60 setores, para investimento, consumo das 10 famílias representativas, consumo do governo, variação de estoques e exportações. Sobre o consumo de bens pelos agentes incidem margens (m) e impostos (t). São utilizados 16 fatores de primários pelos 60 setores: 14 tipos de trabalho (o), capital e terra. Sobre a produção dos setores incidem impostos (V1PTX), assim como sobre a folha de salários (VLTAX). A matriz de produção (MAKE) representa a produção dos c bens pelos i setores, e o imposto sobre as importações é representado pelo vetor V0TAR.

O modelo requer equações de demanda para todos agentes e fluxos representados na economia: demanda por produtos domésticos e importados, demanda por fatores de produção, equações de preço dos bens e fatores, equações de equilíbrio de mercado, e equações de agregados econômicos.

|                           |       | Agentes    |                                                                                                                                                                                                                    |                |             |         |          |
|---------------------------|-------|------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------|-------------|---------|----------|
|                           |       | Produtores | Investidores                                                                                                                                                                                                       | Famílias       | Exportações | Governo | Estoques |
| Dimensões                 |       | i          | 1                                                                                                                                                                                                                  | f = 1, ..., 10 | 1           | 1       | 1        |
| Fluxos básicos            | c*s   | V1BAS      | V2BAS                                                                                                                                                                                                              | V3BAS          | V4BAS       | V5BAS   | V6BAS    |
| Margens                   | c*s*m | V1MAR      | V2MAR                                                                                                                                                                                                              | V3MAR          | V4MAR       | V5MAR   | V6MAR    |
| Impostos                  | c*s*t | V1TAX      | V2TAX                                                                                                                                                                                                              | V3TAX          | V4TAX       | V5TAX   | V6TAX    |
| Trabalho                  | c     | V1LAB      | <div> c - bens (1, ..., 116)<br/> i - setores (1, ..., 60)<br/> t - impostos indiretos (ICMS, IPI, Outros)<br/> f - famílias<br/> s - origem (doméstico, importado)<br/> m - margens (comércio, transporte) </div> |                |             |         |          |
| Impostos sobre o trabalho | c     | V1TAX      |                                                                                                                                                                                                                    |                |             |         |          |
| Capital                   | c     | V1CAP      |                                                                                                                                                                                                                    |                |             |         |          |
| Terra                     | c     | V1LND      |                                                                                                                                                                                                                    |                |             |         |          |
| Impostos sobre a produção | c     | V1PTX      |                                                                                                                                                                                                                    |                |             |         |          |
| Outros Custos             | c     | V1OCT      |                                                                                                                                                                                                                    |                |             |         |          |

|          | Matris de Produção | Tarifas de Importação |
|----------|--------------------|-----------------------|
| Dimensão | i                  | 1                     |
| c        | MAKE               | V0TAR                 |

Figura 5 - Núcleo da base de dados do modelo EGC

Fonte: Elaboração própria

O consumo das famílias foi obtido por uma desagregação em *decis* de renda. A distribuição das famílias por faixa de renda foi obtida usando os dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) referente à 2002/2003 do IBGE. Deles obtém-se a classificação das famílias por faixa de renda mensal,  $i = 1, 2, \dots, 10$ , mensurada por unidade de consumo. Em seguida, foram criadas as frações de renda consumida para cada item da matriz, para as dez famílias representativas por *decil* de renda. Como na produção e no investimento, pressupostos de comportamento otimizador são assumidos.

Os coeficientes de impostos, por sua vez, tratam a soma dos valores de IPI, ICMS e “Outros impostos menos subsídios” para todos os usuários (menos estoque). Apesar de o modelo permitir o tratamento de incidência dos impostos sobre o fluxo das exportações, no caso brasileiro, tais exportações estão desoneradas por lei. Assim, a calibragem dos coeficientes representativos aos impostos sobre os fluxos básicos (e.g. V1TAX) teve um procedimento semelhante aos coeficientes das margens. Os vetores de IPI, ICMS e Outros Impostos (-Subsídios) da tabela 1 do IBGE também foram distribuídos por indústria, particularmente, para V1TAX e V2TAX e, nos demais coeficientes,

apenas por origem (doméstico e importado), a partir das tarifas calculadas sobre o total do valor básico. A exceção a esse procedimento se concentrou no Governo, nas Exportações e nas Variações de Estoque, os quais não sofrem incidência de impostos.

Além de dados provenientes das matrizes insumo-produto, os modelos de EGC empregam estimativas de elasticidades e parâmetros. Tais valores são geralmente extraídos da literatura, o que é justificado pela escassez de dados para a estimação. São utilizados principalmente parâmetros relativos a elasticidades de substituição entre fatores primários, elasticidades de substituição do tipo Armington (entre as variedades domésticas e importadas dos bens) e elasticidade-gasto consumo das famílias.

Muitos desses parâmetros, como a elasticidade de substituição entre fatores primários e a elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados, obtidas das estimativas econométricas contidas no Modelo de Equilíbrio Geral Computável Multi-Regional TERM-CEDEPLAR (DOMINGUES *et alii*, 2009). A elasticidade de Armington é definida por produto e é idêntica tanto para bens intermediários (SIGMA1), quanto para bens de investimento (SIGMA2) e para a demanda das famílias (SIGMA3). Tais parâmetros foram retirados de Tourinho *et alii* (2007). Quando necessário, as estimativas foram compatibilizadas aos setores do modelo.

A estrutura de demanda das famílias incorpora também em sua formulação o Parâmetro de Frisch (FRISCH, 1959), que é um parâmetro de substituição que mede a sensibilidade da utilidade marginal da renda<sup>11</sup>. Ele é estimado com um valor negativo e é maior, em módulo, quanto mais pobre for a população em análise. Em outras palavras, quanto maior este parâmetro, em módulo, menor o grau de consumo de “luxo” e maior o grau de consumo de “subsistência”. O BRIDGE – TAX emprega o valor – 2,48, que foi o primeiro a ser estimado para a economia brasileira no modelo já citado (i.e. Multi-Regional TERM-CEDEPLAR). Os resultados apontam uma estimativa de -2,48, que coloca o Brasil, de acordo com a definição original (FRISCH, 1959) no extrato de consumo de renda média (DOMINGUES *et alii*, 2009).

Complementando a estrutura de demanda das famílias, utiliza-se um parâmetro que mede a elasticidade gasto dispêndio (EPS) das mesmas. Esses valores foram retirados de Hoffman (2007). Hoffman (2007) calcula a elasticidade-renda de diversos tipos de despesas (e.g. alimentação, habitação, vestuário, transporte, dentre outras), utilizando os dados da POF 2002/2003 (IBGE, 2004), desagregadas para dez classes de renda familiar per capita. A partir dessas estimativas, as elasticidades-renda foram compatibilizadas aos setores do modelo, obtendo assim, uma matriz de elasticidade gasto por 10 tipos de famílias, distribuídas por *decis* de renda.

A apresentação esquemática das soluções de Johansen para modelos EGC é padrão na literatura. A seguir é apresentado um resumo desse procedimento de forma a se obter uma visão de como o modelo é operacionalizado. Maiores detalhes podem ser encontrados em Dixon *et alii* (1982) e Dixon e Parmenter (1996). O sistema de equações do modelo pode ser escrito como:

$$F(V) = 0 \quad (1)$$

onde  $V$  é um vetor de equilíbrio de dimensão  $n$  (número de variáveis), e  $F$  é uma função-vetor não linear de dimensão  $m$  (número de equações). Supõe-se que  $F$  seja diferenciável, e que o número de variáveis seja maior que o número de equações no sistema ( $n > m$ ). Dessa forma,  $(n - m)$  variáveis devem ser determinadas exogenamente. Uma solução inicial de equilíbrio,  $V^{**}$ , deve ser determinada para fins de calibragem, ou seja, supõe-se que:

$$\exists V = V^* \text{ tal que } F(V^*) = 0 \quad (2)$$

Dada a solução inicial,  $V^*$ , um novo conjunto de soluções pode ser obtido para um dado vetor de alterações nas variáveis exógenas. Dessa forma, para se computar o novo conjunto de soluções para o modelo é necessária a partição do vetor  $V$  em dois grupos de variáveis, endógenas e exógenas. Seja  $Y$  o vetor contendo as  $m$  variáveis endógenas e  $X$  o vetor contendo as  $(n - m)$  variáveis exógenas. A equação (2) pode ser reescrita como:

$$F(Y, X) = 0 \quad (3)$$

<sup>11</sup> Para maiores detalhes ver Dixon *et alii* (1982, 1998).



O problema é computar  $Y$  para um dado  $X$ , sendo que não é possível, normalmente, escrever  $Y$  como uma função explícita de  $X$ . Várias técnicas podem ser empregadas para computar  $Y$ . A solução por linearização assume que já se possui alguma solução para o sistema  $(Y^0, X^0)$ , tal que:

$$F(Y^0, X^0) = 0 \quad (4)$$

Em geral a solução inicial é obtida dos dados do período base em que o modelo é calibrado, ou seja, assume-se que o sistema é válido para algum ponto no passado. Para pequenas alterações em  $dX$  e  $dY$  e sob hipóteses convencionais para o comportamento da função  $F$ , a diferenciação total de (4) permite obter <sup>12</sup>:

$$F_Y(Y, X)dY + F_X(Y, X)dX = 0 \quad (5)$$

onde  $F_Y$  e  $F_X$  são matrizes de derivadas parciais de  $F$  avaliadas em  $(Y^0, X^0)$ . Para que as soluções sejam obtidas na forma de taxas de variação é conveniente expressar  $dY$  e  $dX$  como pequenas variações percentuais  $x$  e  $y$ . Portanto, um típico elemento dos vetores  $x$  e  $y$  são definidos como:

$$y = 100dY/Y \quad \text{e} \quad x = 100dX/X \quad (6)$$

Da mesma forma podem ser definidas as seguintes funções:

$$G_Y(Y, X) = F_Y(Y, X)\hat{Y} \quad \text{e} \quad G_X(Y, X) = F_X(Y, X)\hat{X}, \quad (7)$$

onde  $\hat{Y}$  e  $\hat{X}$  são matrizes diagonais. Assim o sistema linearizado torna-se:

$$G_Y(Y, X)y + G_X(Y, X)x = 0 \quad (8)$$

Soluções para sistemas como (8) podem ser facilmente computadas por meio de técnicas de álgebra linear. Estas representam, entretanto, apenas uma solução acurada para pequenas mudanças em  $X$  e  $Y$ . Caso contrário, erros de linearização podem ocorrer. A aproximação linear, ou em primeira ordem, da solução de (11) é dada por:

$$y = -G_Y(Y, X)^{-1} G_X(Y, X)x \quad (9)$$

A equação (9) leva à solução de Johansen,  $Y^J$ , uma aproximação da solução verdadeira,  $Y^{exata}$ . Essa observação leva à ideia de particionar as alterações em  $X$  em pequenos passos, e para cada subalteração em  $X$  usar a aproximação linear para derivar a sub-resposta de  $Y$ . A partir dos novos valores de  $X$  e  $Y$  as matrizes de coeficientes  $G_Y$  e  $G_X$  são recomputadas e o processo é repetido para cada passo. Esta técnica é conhecida como método de Euler, uma das mais simples opções em técnicas de integração numérica – processo de uso de equações diferenciais para se mover de uma solução para outra. Para uma aproximação em 3 passos o erro de linearização é sensivelmente menor, aproximando-se da solução exata. Quanto maior o número de passos, melhor a aproximação.

Os modelos EGC são operacionalizados no programa GEMPACK.<sup>13</sup> Além do método de Euler, é possível obter as soluções por dois métodos alternativos, *Gragg* e *Midpoint*. Estes métodos são variações do método de Euler e podem, em alguns casos, produzir resultados mais precisos para um mesmo número de passos. No caso do modelo deste trabalho, um procedimento de cálculo em vários estágios (Johansen/Euler) é utilizado, em que o vetor de choques exógenos é dividido em  $p$  partes iguais. Desta forma, pode-se definir uma sequência de cálculos, de modo que as matrizes  $G_Y$  e  $G_X$  sejam reestimadas em cada estágio.

A questão teórica que se coloca diz respeito à maneira em que a solução do modelo converge para a solução “verdadeira” à medida que  $p$  cresça e, caso convirja, ao número de estágios (tamanho de  $p$ ) necessário para a obtenção de uma solução precisa do modelo. Dixon *et al.* (1982) demonstram que quando  $p$  tender a infinito, o método de vários estágios de Johansen/Euler produzirá uma solução exata do modelo.

<sup>12</sup> As hipóteses usuais são de continuidade e diferenciabilidade de  $F$  e solução única. Em geral estas características são atendidas em sistemas walrasianos de equilíbrio geral expressos na forma de equações linearizadas.

<sup>13</sup> O modelo foi utilizado na versão 10.0 do programa GEMPACK. Sobre sua utilização na implementação de modelos EGC ver Harrison e Pearson (2002).



# DIFERENCIAIS SALARIAIS, AGLOMERAÇÕES URBANAS E PENDULARIDADE NO BRASIL

*Verônica de Castro Lameira<sup>1</sup>*

## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo central investigar o impacto da aglomeração urbana sobre os salários dos indivíduos pendulares por motivo de trabalho. A partir dos microdados do Censo demográfico de 2010, e através da abordagem hierárquica, este trabalho testa a hipótese de diferencial salarial segundo a mobilidade pendular por motivo de trabalho. Os resultados mostram que as características produtivas dos trabalhadores e escala populacional são relevantes para determinação salarial. Embora não se tenha considerado o custo de vida, os diferenciais salariais entre trabalhadores pendulares e não pendulares desaparecem após controle pelo setor de ocupação e pelas características regionais, sugerindo que o trabalhador pendular está arcando com o custo do deslocamento. Além disso, foi verificado impacto positivo do tamanho da população sobre os rendimentos. Homens brancos, empregados em Regiões Metropolitanas, com grau de instrução mais altos, empregados na administração pública, energia, indústria e atividades técnicas ou científicas auferem rendimentos acima dos demais trabalhadores. Por outro lado, indivíduos com vínculo informal apresentam rendimentos em média 18% menor do que os empregados no setor formal.

**Palavras-chave:** Diferenciais salariais, Aglomerações urbanas, Pendularidade, Brasil.

## ABSTRACT

This work is mainly aimed to investigate the impact of agglomeration on wages of individuals commuting for work purposes. The microdata from the 2010 Census population, and through hierarchical approach, this study tests the hypothesis wage differential according to commuting for work purposes. The results show that the productive characteristics of workers and population scale are relevant for wage determination. Although it has not considered the cost of living, wage differentials between commuters and non-commuters disappear when controlling for occupation by industry and regional characteristics, suggesting that the commuter is bearing the cost of travel. Furthermore, it was found positive impact of population size on income. White men employed in metropolitan areas with highest level of education, employees in public administration, energy, industry and technical or scientific activities earn incomes above the other workers. On the other hand, individuals with informal bond yields have averaged 18 % less than employees in the formal sector.

**Keywords:** Wage differentials, Population scale, Commuting, Brazil.

**Classificação JEL:** R10, R23 e J31

---

<sup>1</sup> Doutoranda em economia - CEDEPLAR/UFMG. e-mail: vlameira@cedeplar.ufmg.com.br.

## 1. INTRODUÇÃO

O presente estudo tem como proposta analisar o impacto das economias de aglomeração sobre os diferenciais salariais de trabalhadores pendulares e não pendulares. Compreender a mobilidade pendular por motivo de trabalho se faz relevante, tendo em vista a amplitude desses fluxos, sua heterogeneidade econômica e social inerente ao contexto brasileiro, sendo, portanto, imprescindível à formulação de políticas públicas voltadas à redução das disparidades regionais, à infraestrutura urbana e social, de transportes e à promoção do bem-estar.

Os determinantes dos diferenciais salariais tem sido tema de diversos estudos da literatura em economia do trabalho (GITTLEMAN e WOLFF, 1993; KAHN, 1998; KRUEGER e SUMMERS, 1988; TEAL, 1996; ARBACHE, 2001; FONTES *et al.*, 2010; FREGUGLIA e PROCÓPIO, 2013).

A literatura sobre economia regional tem pesquisado sobre os efeitos dos centros urbanos sobre os rendimentos de seus trabalhadores. A existência de retornos salariais crescentes à aglomeração nos centros urbanos em função do custo de vida mais elevado de habitar em grandes cidades e sua consequente compensação nos rendimentos, ou ainda, como fruto da maior atração de trabalhadores qualificados é alvo de diversos estudos (ANDERSSON *et al.*, 2013; GLAESER e MARÉ, 1994; YANKOW, 2006; WHEELER, 2006; GALINARI *et al.*, 2007; ANDERSSON *et al.*, 2007; GLAESER e RESSEGER, 2010). Dessa forma, haveria autosseleção entre os trabalhadores mais habilidosos e os grandes centros urbanos, onde estes seriam atraídos para centros onde o retorno às suas habilidades seriam maiores.

Um aspecto pouco explorado no entanto é o impacto da aglomeração urbana nos diferenciais de rendimentos entre trabalhadores que realizam movimentos pendulares. Nesse contexto, a presente proposta visa preencher esta lacuna. A mobilidade Pendular é, para muitas pessoas, uma experiência demorada realizada cinco dias por semana. O percurso de casa para o trabalho e de volta é, portanto, um aspecto importante da vida moderna, que afeta o bem-estar das pessoas e exige decisões de políticas públicas a respeito da mobilidade no mercado de trabalho, moradia e transportes.

De uma perspectiva econômica, movimentos pendulares são apenas uma das inúmeras decisões que indivíduos racionais fazem. Se pendulares têm custos adicionais psicológicos em virtude das viagens de longas distâncias para o trabalho, essa escolha, teoricamente, deveria ser compensada por um trabalho intrinsecamente ou financeiramente compensador, no sentido de garantir bem-estar adicional com um ambiente agradável para residir. Portanto, a comutação seria determinada por um estado de equilíbrio dos mercados imobiliário e de trabalho, em que os indivíduos equalizam "bem-estar" ou utilidade sobre todas as combinações nestes dois mercados (STUTZER e FREY, 2008).

Ao analisar o perfil da pendularidade exclusivamente em função de trabalho, Deschamps e Cintra (2008) observam que trabalhadores que se deslocam para buscar trabalho na capital teriam renda e ocupação superior àqueles que trabalham no próprio município. Todavia, os autores advertem para a necessidade de se fazer estudos mais aprofundados sobre as peculiaridades das ocupações nos destinos desses movimentos.

Para esse fim, serão utilizados os microdados do Censo Demográfico Brasileiro de 2010, publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que abrange todo território nacional, trabalhadores inseridos nos mercados de trabalho formal e informal, e permite a distinção dos movimentos pendulares em função de estudo e/ou trabalho.

Tendo em vista o objetivo de identificar os efeitos diretos das características individuais e dos atributos locais no rendimento do trabalho, será utilizado o modelo multinível com dois níveis hierárquicos, quais sejam, o individual, com variáveis explicativas do indivíduo, e o de municípios, que contem as variáveis do município de atividade laboral dos indivíduos.

Os resultados indicaram o impacto positivo da escala urbana nos diferenciais salariais. Foi possível concluir que homens negros, com grau de instrução mais baixos, empregados no setor

terciário auferem rendimentos abaixo dos demais setores. Indivíduos com vínculo empregatício informal apresentam rendimentos em média 18% menor do que os empregados no setor formal. Ficou evidente ainda o diferencial de aproximadamente 10% a favor dos migrantes de data fixa. Entretanto, a pendularidade não apresentou significância para explicar os diferenciais salariais após o controle por características do posto de trabalho e dos municípios de trabalho. Este resultado sugere que os custos inerentes à mobilidade pendular por motivo de trabalho podem estar sendo absorvidos pelos trabalhadores, ou seja, pode estar ocorrendo uma maior exploração da força de trabalho que realiza movimento pendular por motivo de trabalho. Ou ainda, estes custos de deslocamento podem estar sendo compensados por menores custos referentes à habitação.

Este artigo está dividido em cinco seções, considerando esta introdução. Na próxima seção, apresenta-se breve revisão da literatura sobre diferenciais salariais no contexto de economias de aglomeração. Na terceira seção são abordadas questões relativas aos custos da pendularidade, possíveis diferenciais salariais e algumas evidências sobre o movimento pendular por motivo de trabalho no Brasil. Na quarta seção são descritos os dados e a estratégia metodológica. Os resultados obtidos são apresentados na quinta seção. Na última seção, são feitas as considerações finais sobre o trabalho.

## **2. DETERMINANTES DOS DIFERENCIAIS SALARIAIS: O PAPEL DAS ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO**

Estudos recentes apresentam evidências de prêmio salarial intrínseco às grandes cidades, sobretudo em cidades cuja concentração de capital humano é elevada, constituindo parte expressiva desse "plus" salarial os fatores locais. Dessa forma, trabalhadores em áreas urbanas de alta densidade econômica ganham salários maiores do que nas regiões rurais e mais escassamente povoada (ANDERSSON *et al.* 2013; DE LA ROCA e PUGA, 2012). Sobre esse ponto, Glaser e Maré (2001) sublinham que os salários dos trabalhadores urbanos nos Estados Unidos são cerca de 33 por cento maior do que os não-urbanos.

Conforme Marshall (1890), a aglomeração de firmas e capital humano provoca efeitos positivos no local onde está inserida. O autor torna claro que as cidades apresentam um ambiente propício à troca de conhecimento entre indivíduos e firmas em atividades afins, traduzindo-se em ganhos de produtividade.

Esses ganhos de produtividade, fundamentado em economias de aglomeração, seriam proporcionados pela mais fácil troca de informações entre trabalhadores e firmas, contatos face a face, possibilitando maior transmissão de *know-how* entre as empresas, e pelas externalidades associadas ao capital humano agregado da localidade (Yankow, 2006; Wheeler, 2006).

Os determinantes dos diferenciais podem ser oriundos de diferenciais compensatórios - relacionados ao custo de vida, amenidades/desamenidades e condições de trabalho. Portanto, relacionados ao aspecto nominal do diferencial salarial, onde o custo de vida mais elevado de habitar em grandes cidades seria compensado nos rendimentos dos trabalhadores.

Outro ponto importante seria a qualificação da força de trabalho medida pela acumulação de capital humano, em que cidades maiores atrairiam, demandariam e reteriam trabalhadores mais qualificados (ou habilitados) do que cidades menores. Por conseguinte, haveria autosseleção entre os trabalhadores mais habilitados e os grandes centros urbanos, onde os trabalhadores seriam atraídos para centros nos quais suas habilidades seriam recompensadas.

A hipótese de que o crescimento dos retornos salariais é mais expressivo na presença de economias de aglomeração é investigada por Wheeler (2006). A partir de dados de trabalhadores jovens dos Estados Unidos, o autor encontra resultados que sugerem crescimento de salários mais elevado em mercados de trabalho maiores e mais diversificados do que em mercados menores e mais especializados. O autor afirma ainda que este resultado estaria fundamentalmente relacionado à mudança de emprego e não à experiência em uma ocupação particular.

Em consonância ao verificado por Wheler (2006), Yankow (2006) assevera que diferenciais relacionados ao custo de vida seriam responsáveis apenas por parte dos diferenciais salariais entre as cidades. O autor afirma ainda dois terços dos diferenciais seriam explicados por diferenças na distribuição dos indivíduos, além disso, o retorno pecuniário à mobilidade ocupacional seria diretamente proporcional à densidade das áreas urbanas.

A partir da hipótese de que a produção é caracterizada pela complementaridade entre trabalhador e a qualidade da empresa, e que a produtividade será maior quando os trabalhadores e as empresas possuírem correspondência de qualidades, Andersson *et al.* (2007) encontram resultados que sugerem que a maior complementaridade de qualidade entre trabalhadores e firmas se dá em mercados de trabalho mais densos, porquanto, este fator desempenha papel importante na geração de alta produtividade das cidades, sendo fonte importante do prêmio urbano.

Com o objetivo de distinguir as procedências das economias de aglomeração entre a distribuição de habilidades, dotação de fatores e as interações locais, Combes *et al.*, (2008) utilizam base de dados em painel de trabalhadores da França. A partir do controle para as características observáveis e não observáveis dos trabalhadores, efeitos fixos das indústrias e características locais, os resultados estimados pelos autores indicam que o percentual do diferencial salarial entre as localidades explicado pela distribuição espacial das habilidades é algo entorno de 40 e 50%. Ademais, os autores advertem que os efeitos das interações entre os agentes econômicos seriam relacionados à densidade local do emprego, e a ausência de controle para as habilidades dos indivíduos acarretaria estimativas viesadas para os efeitos das interações sobre os salários.

Conforme De La Roca e Puga (2012), trabalhadores em grandes e pequenas cidades não são particularmente diferentes em termos de capacidade não observada, porém, o fato de estar trabalhando em cidades de diferentes tamanhos faz seus rendimentos divergirem. Segundo os autores, experiência e aprendizado acumulados em cidades maiores podem ser transportados, e o fato de os trabalhadores altamente habilitados se beneficiarem mais de cidades maiores explica por que a distribuição salarial em cidades maiores tem maior média e maior dispersão.

A partir de dados longitudinais (2002-2008) para trabalhadores suecos do setor privado, Andersson *et al.* (2013) estimam a importância das economias de aglomeração para explicar os diferenciais salariais para os trabalhadores urbanos com diferentes conjuntos de habilidades. Os resultados mostram que os efeitos das economias de aglomeração sobre os salários são maiores para os trabalhadores com habilidades associadas a tarefas de trabalho não rotineiras.

A respeito dos diferenciais salariais no Brasil, muitos estudos estiveram centrados no impacto regional no diferencial de rendimentos (por exemplo, Azzoni e Servo, 2001; Savedoff, 1991; Arbache, 1999). A relação entre salários características produtivas dos trabalhadores também é alvo de diversos estudos (Fernandes, 2002; Barros e Ramos, 1994). Outros estudos possuem foco nos diferenciais salariais oriundos de características não produtivas, especialmente, sexo e raça (Carvalho *et al.*, 2006). Outro grupo de estudos possui como foco a relação entre diferenciais de salários e características dos postos de trabalho. Esses argumentos estão ligados à idéia de segmentação do mercado de trabalho relacionados geralmente à presença de carteira de trabalho assinada, sindicalização e ao setor de atividade (Menezes-Filho *et al.* 2004; Machado *et al.* 2008).

A partir de microdados de 1980 e 1990, Arbache (2001), encontra evidências de que as habilidades não mensuráveis afetam a determinação dos salários no Brasil, o que explica a dispersão salarial para os trabalhadores com características produtivas mensuráveis comparáveis. Por outro lado, o autor não encontra nenhuma evidência em favor da teoria diferenças salariais de compensatórios.

Savedoff (1991) investiga a existência de diferenciais de salários entre regiões metropolitanas brasileiras no período 1976-1986. Os resultados confirmam a existência de diferenciais, ademais, o autor também afirma que a magnitude dos diferenciais varia de acordo com a categoria ocupacional dos trabalhadores.

A presença de diferenciais salariais em Regiões Metropolitanas Brasileiras também é

investigada por Azzoni e Servo (2001). Os autores encontram evidências efeito positivo da região metropolitana sobre os salários após controlar por diferenciais de custo de vida. Brasília e São Paulo figuram como as regiões que oferecem os maiores salários, enquanto Recife e Fortaleza, os menores. Ainda sobre os diferenciais em RMs, Servo (1999) adverte sobre a permanência dos diferenciais de rendimento entre as regiões metropolitanas após controle pelas características pessoais, do emprego e pelo custo de vida.

Galinari *et al.* (2007), a partir de microdados dos censos demográficos de 1991 e 2000, investigam a presença de economias de aglomeração bem como sua influência nos salários urbano-industriais em mesopólos brasileiros. Os autores encontram grande influência positiva da escolaridade da PEA ocupada no setor industrial sobre o diferencial de salários pagos entre tais núcleos urbanos. Além disso, tanto para o ano 1991 quanto para o 2000, as economias de aglomeração se mostraram significativamente presentes. De acordo com os autores, quanto maior a especialização do centro urbano em determinada atividade produtiva, em média, menores são os salários pagos no mesmo.

Com dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, Fontes *et al.* (2010) utilizam abordagem multinível para analisar os efeitos da escala urbana e estrutura produtiva nos salários em cidades médias e regiões metropolitanas. Os resultados estimados mostram diferenças salariais significativas entre trabalhadores com atributos individuais semelhantes mas que vivem em diferentes centros urbanos do país. O tamanho da população residente em cada centro teria um impacto positivo sobre os salários em todos os setores produtivos, sugerindo importância dos fatores econômicos e produtivos locais na determinação dos rendimentos.

### **3. MOBILIDADE PENDULAR POR MOTIVO DE TRABALHO**

#### **3.1. DIFERENCIAIS SALARIAIS E A IMPORTÂNCIA DO MOVIMENTO PENDULAR**

O movimento pendular ou simplesmente *Commuting*, envolve questões além da distância entre a casa e o trabalho, gerando custos, stress, podendo interferir inclusive na produtividade do trabalho e na relação entre trabalho e família. Segundo Stutzer e Frey (2008), a comutação é a atividade diária que gera o menor nível de satisfação, e possui nível relativamente elevado de insatisfação.

Van Ommeren e Gutiérrez-i-Puigarnau (2011), em estudo para a Alemanha, verificam o efeito da distância de comutação sobre o absentismo, buscando evidências de menor produtividade do trabalhador como reflexo da comutação diária. Os resultados estimados revelam efeito negativo do trajeto do trabalhador sobre sua produtividade, e a distância de comutação induz absentismo com uma elasticidade de cerca de 0,07 a 0,09. Conforme os autores, o absenteísmo seria, em média, cerca de 15 a 20% menor para trabalhadores com baixa comutação.

A fim de investigar se os salários estão relacionados com o tempo de comutação, Timothy e Wheaton (2001) demonstram que custos de comutação serão capitalizados em nos mercados de trabalho e de terras. Especificamente, a variação no deslocamento custos de trabalhadores individuais empregadas no mesmo local, mas que vivem em diferentes locais serão capitalizados em rendas de terrenos. Variação nos custos médios de deslocamento entre os empregados em diferentes locais de trabalho serão capitalizados em salários. Segundo os autores, os salários em áreas metropolitanas seriam 15%, sendo esta variação positivamente correlacionada com o tempo médio de viagem ao trabalho. Portanto, os salários maiores deveriam ser compensados pelas economias de aglomeração.

Utilizando dados em painel, Van Ommeren e Fosgerau (2009), estimam os custos marginais dos trabalhadores associados com a duração do movimento pendular para a Holanda. Os resultados indicam que os custos marginais dos trabalhadores associados ao tempo pendulares são cerca de 0,17 euros por hora, sendo este custo substancial. Os autores salientam que um trabalhador assalariado é indiferente a uma oferta de trabalho que aumenta seu deslocamento diário por um



desvio padrão (35 minutos), mas, ao mesmo tempo, aumenta seu salário líquido diariamente por cerca de 9,91 euros.

Em estudo empírico, Eliasson *et al.* (2003) examinam como a situação no mercado de trabalho individual e variações espaciais em oportunidades de emprego influenciam o comportamento inter-regional na procura de emprego e as decisões de mobilidade na Suécia nos anos 1994-1995, mostram que a acessibilidade para vagas de emprego em regiões vizinhas aumenta significativamente a probabilidade de escolher movimentos pendulares como modo de mobilidade. Além disso, os resultados empíricos indicam que a experiência de desemprego aumenta a probabilidade de mobilidade pendular, bem como a migração.

Sandow e Westin (2010) investigam a pendularidade em região pouco povoada e periférica no norte da Suécia. Os resultados mostram que a estrutura geográfica e socioeconômica do mercado, bem como restrições de tempo para chegar ao local de trabalho influencia o comportamento pendular. Mulheres tendem a realizar menos movimentos. O estudo mostra que a inclinação para comutar diminui rapidamente quando os tempos de comutação são superiores a 45 minutos, independentemente do sexo, modo de transporte, e fatores socioeconômicos.

Ao analisar o efeito da heterogeneidade de habilidades dos trabalhadores em padrões regionais de produção e habitação, Wrede (2013) sugere que trabalhadores pouco qualificados escolhem viver e trabalhar na periferia, enquanto o trajeto médio qualificados se dá para o núcleo. Em nível regional, essas escolhas individuais implicam em maior nível médio de qualificações nas regiões centrais, por outro lado, nas regiões periféricas, o nível médio de habilidade dos empregados é menor do que o nível médio de habilidade dos residentes, alguns dos quais se deslocam para o núcleo. O autor menciona que, se forem incluídos subsídios aos pendulares (estacionamento gratuito, deduções de imposto de renda, etc), estes reduzirão as despesas de viagem individualmente, para determinados salários e rendas, o que expandiria o movimento pendular, e esse custo seria financiado pelos trabalhadores da periferia e moradores do núcleo.

### **3.2. MOBILIDADE PENDULAR POR MOTIVO DE TRABALHO: O CASO BRASILEIRO**

Os movimentos pendulares refletem não apenas o distanciamento progressivo entre o lugar de moradia e o de trabalho, fruto da não-coincidência dos padrões de distribuição da população e da atividade econômica e social, mas também elementos ligados à forte segregação espacial da população (CUNHA, 1995). Mantendo estreita vinculação com os movimentos migratórios intrametropolitanos e inter-metropolitanos ou internos às aglomerações urbanas, sejam estas metropolitanas ou não (Moura *et al.*, 2005).

Com o desenvolvimento de um padrão locacional de ofertas no mercado imobiliário em áreas mais afastadas e desvalorizadas, os trabalhadores pendulares utilizam como estratégia residir nos locais mais acessíveis, percorrendo maiores distâncias para chegar ao município de trabalho (ÂNTICO, 2004).

Conforme Moura *et al.* (2005), a espacialização dos dados sobre movimento pendular, permite definir ou redefinir a extensão de aglomerados urbanos; confirmar ou apontar centralidades; identificar “cidades-dormitórios”; e vislumbrar novas configurações espaciais. Associados a indicadores de densidade, crescimento, ocupação, entre outros, podem ainda subsidiar a construção de tipologias do grau de integração dos municípios na dinâmica das aglomerações (MOURA *et al.*, 2005).

De acordo com os dados do Censo Demográfico de 1980, 92% das pessoas que praticavam a mobilidade pendular eram do sexo masculino e a razão de sexos da população residente era de 120 homens para 100 mulheres, enquanto que na população pendular a mesma se expressa em 1.179 homens por 100 mulheres (HOGAN, 1993).

Com base nos resultados do Censo Demográfico 1980, uma análise voltada aos movimentos intrametropolitanos da Região Metropolitana de Belo Horizonte, Matos (1994) também apresenta reflexões a respeito do papel imposto pela dinâmica excludente do mercado da terra urbana que



estava na origem das “cidades-dormitório”. Acompanhando o comportamento de populações emigrantes de Belo Horizonte, com 20 ou mais anos de idade, segundo municípios onde residiam e trabalhavam, o autor aponta sete municípios do entorno do pólo metropolitano como os principais receptores desses contingentes, desempenhando nitidamente a função de “dormitórios”, já que exibiam proporções de “emigrantes trabalhando fora do município de residência” bem acima de 50%.

Utilizando o Censo de 2000, Silva (2008) investiga a pendularidade no município de Cubatão (SP), concluindo que a razão de sexo entre os pendulares reduziu bastante, sendo 586 homens para 100 mulheres, indicando uma participação relativa maior por parte destas. O autor verifica ainda grande prevalência na mobilidade pendular de pessoas entre as idades de 20 a 49 anos, contabilizando cerca de 90% dos pendulares bem como a predominância da população branca entre as pessoas que realizam o movimento pendular, sendo 65,5%, contra 30% da população parda e 5% da população negra. A respeito da situação de emprego, Silva (2008) ressalta que a informalidade abrange cerca de 9% da população que se desloca diariamente a trabalho para Cubatão, enquanto na população residente deste município a informalidade atinge cerca de 18%, ou seja, é bem mais marcante em relação à população que participa do movimento pendular. Prevalece a maior proporção das pessoas com nível superior entre os trabalhadores pendulares, o que os confere vantagens na obtenção de renda mais elevada.

Ao observar as principais características sociodemográficas da população que realiza movimento pendular Ojima *et al.* (2007) salientam que esta parcela se diferencia do conjunto da população, ilustrando a seletividade que este grupo assume, quais sejam, maior concentração entre os homens, participação mais expressiva da População em Idade Ativa (PIA, população entre 15 e 64 anos). Ainda segundo os autores, entre 1980 e 2000 houve um envelhecimento relativo da população que realiza movimentos pendulares. O principal grupo etário se manteve entre 20 e 24 anos, mas é perceptível que em relação com os demais grupos de idade, passou a ser menor. Trata-se de um grupo de pessoas, em média, com maior poder aquisitivo e escolaridade se comparadas com as pessoas que residem e trabalham no mesmo município.

De acordo com Aranha (2005), os deslocamentos pendulares modificam temporariamente o volume populacional do município e aumentam ou diminuem seu tamanho dependendo das características de cada área. Assim, se o município for mais concentrador ou mais dispersor, os deslocamentos podem gerar maior ou menor demanda por serviços ou bens ou aumentar sua oferta para a população residente. As trajetórias de entradas e as de saídas podem ser compostas por grupos sociais distintos, e que devem ocupar também postos distintos no mercado de trabalho – o que conformaria um caráter bastante seletivo dos deslocamentos pendulares metropolitanos (ARANHA, 2005).

A respeito dos diferenciais de rendimentos Jardim e Ervatti (2006) em estudo exploratório sobre pendularidade na região metropolitana do Rio de Janeiro, a partir dos Censos Demográficos de 1980 e 2000, observam diferenças entre aqueles que trabalhavam ou estudavam no mesmo ou fora do município de residência, tanto em 1980 quanto em 2000, pendulares metropolitanos possuíam, em média, rendimentos inferiores aos da população residente, já que a maioria pendular auferia até 5 salários mínimos 89,7% e detinham 63,6% da renda do grupo, em 1980. Essa concentração de renda no grupo de pendulares aumenta em 2000. Os autores afirmam que a condição da renda das pessoas que se deslocam é uma *proxy* das desigualdades dos deslocamentos intrametropolitanos e sócio-espaciais intrínsecos às desigualdades sócio-econômicas.

Ao estudar a mobilidade pendular em municípios produtores de petróleo do Estado do Rio de Janeiro, Jardim e Ervatti (2009) verificam rendimentos médios dos pendulares superiores aos indivíduos que não realizavam tais movimentos. Os autores salientam que este fato reflete a baixa qualificação da população local, em que as pessoas que realizam a pendularidade são originárias de regiões concentradas de bens e serviços.

Conforme Jardim (2011), esta situação mostra que quando indivíduos são colocados em movimento refletem maior potencial laboral mas, no geral, o valor de sua força de trabalho torna-se menor, ou seja, estão expostas a uma maior exploração de seu trabalho traduzida pelo aumento da mais valia relativa da força de trabalho, inclusive entre a mais especializada. O autor esclarece que este fato é observado em regiões concentradas de bens e serviços especializados (as grandes metrópoles), onde há maior competição no mercado de trabalho.

Conforme Ântico (2004), a análise dos movimentos pendulares demonstram o relacionamento invertido entre a espacialização das atividades econômicas e os locais de moradia, fazendo com que os locais tenham funções distintas, fruto do acesso diferenciado à terra e da divisão regional do trabalho metropolitano. Portanto, são imprescindíveis ao entendimento do papel desses deslocamentos diários e suas implicações na configuração e estruturação da aglomeração metropolitana.

Quanto às questões específicas sobre o movimento pendular, Pereira (2008) menciona seu importante papel nas interações sociais e, conseqüentemente, na transformação social. No entanto, o autor adverte que para melhor compreensão do fenômeno é preciso avançar na análise da dimensão individual; da frequência com que se processa; das motivações que estão por detrás da mobilidade; das condições em que a mobilidade se processa e dos meios de transporte; dos custos e distância percorrida.

Algumas questões relacionadas ao problema do deslocamento espacial diário em uma região metropolitana são destacadas por Sobreira (2005); como o tempo despendido nos trajetos, a poluição e a dificuldade de se conseguir emprego devido às distâncias a serem percorridas. Todavia, Jardim (2011) menciona a dificuldade de abordar a pendularidade em virtude de sua ampla conexão com diversos aspectos econômicos e sociais inerentes ao movimento.

## **4. BASE DE DADOS E ESTRATÉGIA METODOLÓGICA**

### **4.1. DESCRIÇÃO DOS DADOS**

Para o presente estudo foi construída uma base de dados a partir dos microdados do Censo Demográfico Brasileiro de 2010, publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A escolha desta fonte de dados deve-se principalmente ao fato dela abranger a totalidade do território nacional e trabalhadores inseridos no mercado de trabalho informal, e principalmente por ser a fonte de dados mais rica para estudos de mobilidade, permitindo inclusive a distinção dos movimentos pendulares em função de estudo e/ou trabalho.<sup>2</sup>

A amostra do nível individual (nível 1) é composta por trabalhadores do sexo masculino<sup>3</sup>, com idades de 18 a 65 anos<sup>4</sup>, empregados em atividades não agrícolas<sup>5</sup> com jornada de trabalho de 20 ou mais horas semanais, cujo rendimento monetário no trabalho principal é positivo<sup>6</sup>. A seleção de pessoas com jornada de trabalho acima de 20 horas semanais teve por objetivo a exclusão da

---

<sup>2</sup> Além do Censo, as pesquisas origem/destino fazem levantamento para esse tipo de movimento, todavia são realizadas por órgãos estaduais ou municipais de maneira descontínua e autônoma. Efetivamente, o Censo de 2010 é o único que apresenta, separadamente, as perguntas referentes aos municípios de trabalho e/ou estudo. Ver Cunha (1995) e Aranha (2005) para mais detalhes sobre a variável de pendularidade nos Censos anteriores.

<sup>3</sup> Há evidências de que os rendimentos das mulheres são, em média, menores do que dos homens e os retornos à educação diferem entre os sexos. Para detalhes sobre diferenciais salariais de gênero ver Matos e Machado (2006), Carvalho *et al.* (2006).

<sup>4</sup> Grupo etário que compreende a maior parte da força de trabalho ocupada no país, além de incorporar grande parte do intervalo correspondente à população em idade ativa (PIA).

<sup>5</sup> A opção de excluir indivíduos ocupados em atividades agrícolas e que trabalham em áreas rurais se deve ao fato do estudo estar preocupado com o impacto das aglomerações urbanas, no que tange à sua escala populacional, sobre o diferencial salarial de trabalhadores pendulares ou não. Ademais, os determinantes da produtividade agrícola fogem ao escopo deste estudo.

<sup>6</sup> Foram excluídos indivíduos cujo rendimento mensal no trabalho principal era superior a R\$ 300.000, visto que estes indivíduos poderiam superestimar a média salarial da amostra e de um dos grupos considerados.

maior parte dos trabalhadores temporários, que podem apresentar determinantes salariais distintos dos demais trabalhadores.

Optou-se por excluir da amostra os empregadores e os trabalhadores por conta própria. Esta seleção se justifica tendo em vista que Barros *et al.* (1999), utilizando a Pesquisa sobre Padrões de Vida de 1996/1997, mostram que após controle para características individuais (experiência e educação) persistem significativos diferenciais salariais entre as diferentes posições na ocupação, em que empregadores possuem remunerações superiores aos demais trabalhadores. Portanto, serão analisados apenas os diferenciais regionais de trabalhadores assalariados.

Foi considerado o município de trabalho dos indivíduos, e não o local de residência. Esta escolha repousa no fato de que os empregos seriam subestimados segundo critério de residência, não representando a estrutura produtiva local. Alguns municípios empregam expressivo número de pessoas que residem além de seus limites geográficos, o que subestimaria os empregos existentes, caso fosse considerado o critério de residência. Esse aspecto se faz relevante principalmente em municípios pertencentes a uma região metropolitana, os quais possuem forte integração dos seus mercados de trabalho e onde ocorre intensa pendularidade diária por motivo de trabalho. Além disso, um dos componentes do diferencial de rendimento estaria relacionado à estrutura produtiva local, e não ao local de residência, que pode ou não, ser o mesmo município de atividade laboral.<sup>7</sup>

No que se refere ao movimento pendular, o Censo Demográfico permite investigar movimento pendular para estudo e/ou trabalho. Define-se deslocamento pendular de trabalho como aquele que uma pessoa realiza, diariamente, entre seus locais de residência e de trabalho, quando estes se localizam em municípios distintos. Portanto, não foi considerado pendular o indivíduo cujos municípios de atividade laboral e residência são distintos apenas. O objetivo deste filtro foi separar as pessoas que efetivamente realizavam deslocamento diário de casa para o trabalho daquelas que, por exemplo, permaneciam no trabalho ou em outro município durante a semana e retornavam para casa apenas no fim de semana.

A variável dependente analisada é o logaritmo do salário-hora, ou seja, a renda mensal do trabalho principal do mês de referência dos censos demográficos dividida pelo número de horas trabalhadas no mês (produto entre o número de horas semanais trabalhadas vezes 4,3).

A inclusão da variável referente à raça é justificada em virtude da importância da discriminação racial nos diferenciais salariais<sup>8</sup>. Foram construídas *dummies* segundo escolaridade, em virtude das evidências de maior retorno à educação. Ademais, foram excluídos indivíduos que não declararam cor ou grau de instrução.

O critério utilizado para construção da variável de migração foi o de data fixa, a partir da pergunta "município de residência em 31/07/2010". A vantagem na utilização desse critério é elimina o problema de referência temporal quando comparado à pergunta "município de residência anterior". Além disso, fatores, como os nível educacional e características do mercado de trabalho, são menos prováveis de sofrerem grandes alterações nesse espaço de tempo<sup>9</sup>.

Foram considerados municípios com população acima de 50 mil habitantes. E, a partir dos critérios adotados, a amostra de nível individual é composta por 2.150.098 indivíduos enquanto a amostra no nível regional é formada por 608 municípios. As estatísticas descritivas das variáveis individuais (nível 1) e dos municípios (nível 2), são apresentadas, respectivamente, nas tabelas A1 e A2 do anexo. A descrição das variáveis na estimação dos modelos de rendimento do trabalho são apresentadas no quadro 1.

---

<sup>7</sup> Em virtude da escolha do município de trabalho como unidade de referência, foram excluídos indivíduos que não sabiam o município de trabalho, isto é, indivíduos que responderam "em outro município" na pergunta "Em que município e Unidade da Federação ou país estrangeiro trabalha" e que no entanto não sabiam qual era o município.

<sup>8</sup> Para mais detalhes sobre diferenciais de rendimento por raça ver Carvalho *et al.* (2006); Matos e Machado (2006).

<sup>9</sup> Vale ressaltar que, dado o foco deste estudo, não foram consideradas as distinções entre migração de única etapa, retorno, retorno pleno ou repetida, bem como de suas respectivas e distintas motivações. Para mais detalhes sobre os diferentes tipos de migração ver Carvalho e Rigotti (1998); Pekkala (2003); Newbold (2001).

**Quadro 1: Descrição das variáveis**

| Variáveis          | Descrição                                                                                                                                                                                  |
|--------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <b>Nível 1</b>     |                                                                                                                                                                                            |
| Lnw                | Logaritmo do salário dividido pelo número de horas trabalhadas no mês.                                                                                                                     |
| Idade              | Idade do indivíduo em anos completos.                                                                                                                                                      |
| Idade <sup>2</sup> | Idade ao quadrado.                                                                                                                                                                         |
| Instrução          | Foram criadas 4 <i>dummies</i> : sem instrução ou fundamental incompleto (referência), fundamental completo e médio incompleto, médio completo e superior incompleto, e superior completo. |
| Pendular           | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo realiza movimento pendular por motivo de trabalho, e 0 caso contrário.                                                                      |
| Migrante           | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo for migrante, e 0 caso contrário.                                                                                                           |
| Branco             | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo for de cor branca ou amarela, e 0 se de cor preta ou parda.                                                                                 |
| Informal           | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo não possui carteira de trabalho assinada, e 0 se possui carteira assinada ou é servidor público estatutário ou militar.                     |
| Construcivil       | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo trabalha na construção civil, 0 se trabalha nos demais setores.                                                                             |
| Instrustria        | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo trabalha nas indústrias de transformação ou extrativas; 0 caso contrário.                                                                   |
| Energia            | se empregado no setor de produção e distribuição de energia elétrica, gás e água.                                                                                                          |
| Tec/cient*         | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se indivíduo trabalha em atividades profissionais, científicas ou técnicas, e 0 caso contrário.                                                            |
| Admpub             | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo trabalha na administração pública, defesa ou segurança pública; 0 caso contrário.                                                           |
| <b>Nível 2</b>     |                                                                                                                                                                                            |
| LnPop              | Logaritmo da população residente do município.                                                                                                                                             |
| RM                 | <i>Dummy</i> que assume valor se o município pertence a alguma Região Metropolitana, e 0 caso contrário.                                                                                   |
| Norte              | <i>Dummy</i> que Assume valor 1 o município pertence à Região Norte, e 0 caso contrário.                                                                                                   |
| Nordeste           | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o município pertence à Região nordeste, e 0 caso contrário.                                                                                             |
| Sudeste            | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se o município pertence à Região Sudeste.                                                                                                                  |
| Coeste             | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se município pertence na região centro-oeste; 0 caso contrário.                                                                                            |
| Sul                | <i>Dummy</i> que assume valor 1 se indivíduo trabalha na região sul; 0 caso contrário.                                                                                                     |

\*Nota: inclui atividades jurídicas, de contabilidade e auditoria.

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo Demográfico de 2010.

A distinção entre os trabalhadores que não possuem vínculo empregatício formal (carteira de trabalho assinada) e os que possuem carteira assinada, é servidor público estatutário ou militar, buscou de certa forma abordar a segmentação no mercado de trabalho associada ao arranjo institucional deste mercado<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> Segundo Menezes-Filho *et al.* (2004), o principal determinante do diferencial de salários entre trabalhadores dos setores formal e informal é oriundo de diferenças entre as características individuais observadas (principalmente educação) e não observadas entre eles, e não a formalidade ou informalidade do contrato de trabalho.

## 4.2. ABORDAGEM HIERÁRQUICA

Para analisar os diferenciais salariais entre trabalhadores segundo pendularidade foi utilizado o arcabouço metodológico de modelos hierárquicos a fim de se controlar fatores individuais e contextuais. A metodologia multinível ou hierárquica possibilita a determinação dos efeitos diretos (nível individual ou nível 1) e dos efeitos indiretos (nível municipal ou nível 2) sobre os salários. A vantagem desta metodologia repousa na incorporação da variabilidade salarial em virtude das diferentes regiões (ou cidades) com controle simultâneo das características individuais. Frente aos métodos clássicos (por exemplo Mínimos Quadrados Ordinários - MQO), a metodologia hierárquica possibilita a quebra do pressuposto erros independentes e identicamente distribuídos, permite ainda partição da estrutura do erro entre os diferentes níveis, produzindo estimativas mais eficientes dos coeficientes e construção de testes de significância mais robustos<sup>11</sup>. Destarte, os modelos hierárquicos resolvem o problema da unidade de análise, quando se tem variáveis independentes medidas em diferentes níveis de agregação, evitando as falácias ecológica e atomística<sup>12</sup>.

A formalização dos modelos hierárquicos pressupõe um conjunto de equações para cada nível, considerando intercepto e/ou inclinação diferentes para as unidades de nível 2, cuja variação pode se dar pelo efeito de alguma variável explicativa de nível 2 e/ou por componente aleatório. Na abordagem hierárquica é conveniente, como ponto de partida, a estimação do modelo nulo ou incondicional. Nesse estudo, esse modelo é representado pelas equações (1) e (2):

$$\ln W_{ij} = \beta_{0j} + r_{0j} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (2)$$

em que  $i = 1...N$  são as unidades do nível 1, indivíduos;  $j = 1...J$  são as unidades do nível 2, municípios;  $\beta_{0j}$  representa o salário médio no município  $j$ . Substituindo (2) em (1), tem-se a equação completa do modelo nulo da seguinte forma abaixo:

$$\ln W_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + r_{0j} \quad (3)$$

em que  $\gamma_{00}$  corresponde à média do resultado para todos os indivíduos e  $u_{0j}$  é o efeito aleatório associado ao nível 2. Assume-se que  $u_{0j}$  e  $r_{0j}$  são independentes e seguem uma distribuição normal com média zero e variâncias constantes,  $\sigma_{u0}^2$  e  $\sigma_r^2$ , respectivamente, que correspondem, respectivamente às correlações intergrupo e intragrupo (RAUDENBUSH E BRYK, 2002). A partir da estimação do modelo nulo é possível produzir uma estimativa de correlação intraclasse  $\rho$ , conforme a forma abaixo:

$$\rho = \frac{\sigma_{u0}^2}{\sigma_{u0}^2 + \sigma_r^2} \quad (4)$$

Esta medida possibilita identificação do percentual da variância da variável dependente (logaritmo do salário/hora) associado ao nível de grupos, isto é, aos municípios, em relação à variância total.

---

<sup>11</sup> As hipóteses de independência e homocedasticidade dos termos de erro, intrínsecas ao método MQO, ignora a variabilidade intra-grupo, o que afeta os desvios-padrão e teste de significância. Por sua vez, o modelo hierárquico linear generalizado estimado através do método PQL (Penalized Quase-Likelihood) restrito admite quebra dos pressupostos do método MQO.

<sup>12</sup> Conforme Hox (2002), se considerarmos apenas informações no nível agregado, diferentes valores das subunidades são combinados nas unidades do nível superior, provocando a falácia ecológica, que consiste interpretar dados agregados no nível individual. Por outro lado, utilizar apenas informações individuais estaríamos incorrendo em falácia atomística, ao extrair conclusões em nível hierárquico mais alto baseadas em análise efetuada no nível individual ou mais desagregado.



O próximo passo consiste em estimar o modelo apenas com as variáveis do primeiro nível a fim de compreender a variabilidade salarial associada a este nível; para este fim acrescentam-se as variáveis independentes relacionadas ao indivíduo. Neste estudo, este modelo assume a forma apresentada em (5) para a equação do primeiro nível:

$$\ln W = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{kij} + r_{ij} \quad (5)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{0m}z_{mj} + u_{0j} \quad (6)$$

em que,

$\ln W$  = logaritmo do salário/hora do trabalhador  $i$  pertencente ao município  $j$ ;

$X_{kij}$  = vetor de  $k$  variáveis referentes ao trabalhador  $i$  do município  $j$ ;

$z_{mj}$  = vetor de  $m$  variáveis referentes ao município  $j$ .

Este modelo considera apenas o intercepto com efeito aleatório, admiti-se inclinação igual para todas as unidades de nível 2, mudando apenas o intercepto de cada unidade  $j$ , que é dado por  $(\gamma_{00} + u_{0j})$ . A escolha dos coeficientes considerados aleatórios dependerá dos aspectos teóricos da análise e realização de testes de hipóteses. A primeira hipótese a ser testada compreende a aleatoriedade dos coeficientes, e envolve a estimação do modelo completamente incondicional. A hipótese nula de aleatoriedade não deve ser rejeitada se os componentes da variância contextual são significativamente diferentes de zero.

Para orientar a inclusão de variáveis contextuais e conhecer sua importância em termos de explicação da variabilidade do intercepto é usado um índice de redução proporcional da variância, ou da “variância explicada” em relação ao modelo não condicional. Ele possui a expressão abaixo:

$$\% \text{ de Variância explicada} = \frac{\hat{\tau}(\text{não-condicional}) - \hat{\tau}(\text{condicional})}{\hat{\tau}(\text{não-condicional})} \quad (7)$$

Ao multiplicar a expressão (7) por 100, obtemos o percentual da variância do intercepto do modelo nulo que está sendo explicado pela inclusão de variáveis de grupos, nesse estudo, os municípios.

## 5. RESULTADOS

### 5.1. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Os trabalhadores pendulares correspondiam a 16,3% da população ocupada<sup>13</sup> (de 25 a 65 anos) no Brasil em 2010, o que equivale a cerca de 3.531.058 de trabalhadores. Na Região Sudeste, esse percentual se eleva para 59,35%, indicando uma relativa concentração de pendulares nos municípios dessa Região. O percentual mantém-se relativamente estável entre as Regiões Sul e Nordeste, de 16,73% e 16,19% respectivamente, enquanto as Regiões Norte e Centro Oeste registram os menores percentuais de pendulares, 2,01% e 5,73% respectivamente. Cabe mencionar o percentual expressivo de trabalhadores pendulares com vínculo empregatício em Regiões metropolitanas, aproximadamente 74% dos trabalhadores do total de ocupados em Regiões Metropolitanas realizam movimentos diários.

<sup>13</sup> Se considerarmos apenas municípios com população acima de 50 mil, esse percentual de pendulares é de 18,66%.



**Tabela 1: Percentual de pendulares segundo Região de trabalho em 2010.**

|              | Ocupados   |                |       |
|--------------|------------|----------------|-------|
|              | Pendulares | Não Pendulares | Total |
| Brasil       | 16,30      | 83,70          | 100   |
| RMs*         | 73,92      | 47,11          | 51,48 |
| Norte        | 2,01       | 7,33           | 6,46  |
| Nordeste     | 16,19      | 22,23          | 21,24 |
| Sudeste      | 59,35      | 45,37          | 47,65 |
| Sul          | 16,73      | 16,58          | 16,61 |
| Centro Oeste | 5,73       | 8,49           | 8,04  |

\* Nota: RMs= Regiões Metropolitanas

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo 2010.

A tabela 2 apresenta um resumo das características dos trabalhadores pendulares, não pendulares e do total de ocupados no Brasil em 2010. Os dados indicam que o movimento pendular, entre os trabalhadores ocupados, parece se dar com maior frequência entre brancos, não formalizados, ligeiramente mais jovens, com ensino médio completo e superior incompleto, e com uma média de rendimento maior do que os demais ocupados.

**Tabela 2: Perfil médio dos trabalhadores ocupados segundo o Censo 2010.**

|                                                                    | Pendulares   | Não Pendulares | Total        |
|--------------------------------------------------------------------|--------------|----------------|--------------|
| Branco (%)                                                         | 51,64        | 49,53          | 49,87        |
| Migrante (%)                                                       | 14,21        | 9,26           | 10,07        |
| Nível de instrução - Sem instrução e fundamental incompleto (%)    | 26,89        | 32,85          | 31,87        |
| Nível de instrução - Fundamental completo e médio incompleto (%)   | 18,40        | 19,52          | 19,34        |
| Nível de instrução - Médio completo e superior incompleto (%)      | 41,75        | 36,36          | 37,24        |
| Nível de instrução - Superior completo (%)                         | 12,97        | 11,27          | 11,55        |
| Trabalhador informal (%)                                           | 10,61        | 22,17          | 20,29        |
| Idade (média)                                                      | 35,39        | 35,11          | 35,16        |
| Idade (desvio-padrão)                                              | 10,93        | 11,47          | 11,38        |
| Rendimento do trabalho principal (média)                           | R\$ 1569,63  | R\$1.363,17    | R\$ 1.396,81 |
| Rendimento do trabalho principal (desvio padrão)                   | R\$ 2.163,43 | R\$2.238,79    | R\$ 2.227,99 |
| Informal                                                           | 10,61        | 22,17          | 20,29        |
| Ocupados na construção civil (%)                                   | 12,17        | 13,83          | 13,56        |
| Ocupados nas Indústrias de transformação ou extrativa (%)          | 28,56        | 21,07          | 22,29        |
| Ocupados na produção ou distribuição de energia (%)                | 1,20         | 1,15           | 1,16         |
| Ocupados em atividades profissionais, científicas ou técnicas (%)  | 2,73         | 2,66           | 2,67         |
| Ocupados na administração pública, defesa ou segurança pública (%) | 8,31         | 10,28          | 9,96         |
| Ocupados no setor terciário (%)                                    | 47,03        | 51,00          | 50,35        |

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo 2010.

No que diz respeito à formalização do trabalho, segundo o critério adotado, os empregados com vínculo formal parecem realizar movimento pendular com maior frequência do que os informais. O percentual de trabalhadores pendulares considerados migrantes de data fixa, 14,21, é superior ao percentual de migrantes do total de ocupados, 10,07, sugerindo maior propensão à migração dos pendulares frente aos demais.

Em relação ao setor de atividade, nota-se maior percentual de trabalhadores no setor terciário, seguido pelas indústrias de transformação e extrativa. O menor percentual de pendulares são ocupados em atividades de produção e distribuição de energia.

## **5.2. O PAPEL DA DIMENSÃO DO MERCADO DE TRABALHO NOS DIFERENCIAIS SALARIAIS**

A tabela 3 apresenta os resultados dos modelos hierárquicos estimados. A primeira especificação consistiu no modelo não condicional a fim de testar a aleatoriedade dos coeficientes. Para os cinco modelos estimados, a hipótese nula de intercepto como efeito aleatório é rejeitada, em virtude das variâncias contextuais ( $u_0$ ) serem significativamente diferentes de zero logo, o salário médio difere segundo município de vínculo empregatício. O coeficiente de correlação intra-classe ( $\rho$ ) do modelo 1 indica que 10,9% da variação salarial em 2010 decorre de diferenças salariais entre os municípios analisados. O valor e a significância de ( $\rho$ ) justifica a estimação através da abordagem hierárquica.

No modelo dois são incluídos controles pelas características produtivas do trabalhador, quais sejam: idade, idade<sup>2</sup>, e escolaridade (grau de instrução), descartando-se a hipótese nula de que os salários médios são os mesmos entre os municípios após controle das características produtivas individuais. Nota-se diminuição da variância total dos salários de 0,63 para 0,38, o que equivale a uma redução de aproximadamente 39,52%. Apesar da variância entre municípios ter diminuído em termos absolutos, a partição da variância entre municípios em relação à variação salarial total aumentou, passando de 10,9% para 11,52%. Esse fato pode estar associado à alta variação da composição das características individuais entre os municípios analisados.

Compete advertir que, apesar das disparidades salariais decorrentes das diferenças de grau de instrução e na experiência (idade e idade ao quadrado) da força de trabalho entre os municípios explicar parte de suas diferenças salariais médias, uma proporção importante da variância inicial permanece não explicada. Portanto, existem diferenças na média salarial dos municípios que não são explicadas por esses fatores, permitindo-se concluir que o capital humano não é o único determinante dos diferenciais regionais de salário. Ademais, a estrutura econômica local pode afetar a composição da força de trabalho, uma vez que as regiões especializadas em setores intensivos em trabalho qualificado tendem a atrair esses indivíduos.

Indivíduos que se declararam de cor branca ou amarela teriam rendimentos aproximadamente 13% superiores, quando comparados a indivíduos de cor negra ou parda com as demais características produtivas idênticas. De maneira similar, o coeficiente estimado para o diferencial de salário entre os pendulares apresenta resultado positivo e estatisticamente significativo, entretanto, resta verificar se esse resultado será mantido após os demais controles. Assim, trabalhadores que realizam movimento diário ao trabalho entre municípios teriam um diferencial positivo sobre os salários, quando comparadas aos homens com mesmo nível de capital humano e demais características semelhantes pessoais, de 2,5%.

**Tabela 3: Resultados do modelo hierárquico de diferenciais salariais. Trabalhadores de Municípios com população acima de 50 mil habitantes.**

| Variável dependente: LnW | Modelo 1   |         | Modelo 2   |         | Modelo 3   |         | Modelo 4   |         | Modelo 5   |         |
|--------------------------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| Componente fixo          | Coef.      | p-valor | Coef.      | p-valor | Coef.      | p-valor | Coef.      | p-valor | Coef.      | p-valor |
| Intercepto               | 1,526      | 0,000   | 0,029      | 0,185   | -0,042     | 0,056   | 0,041      | 0,072   | -0,727     | 0,000   |
| Ln População             |            |         |            |         |            |         |            |         | 0,048      | 0,000   |
| Norte                    |            |         |            |         |            |         |            |         | 0,158      | 0,000   |
| Sudeste                  |            |         |            |         |            |         |            |         | 0,270      | 0,000   |
| Sul                      |            |         |            |         |            |         |            |         | 0,307      | 0,000   |
| Centro-oeste             |            |         |            |         |            |         |            |         | 0,295      | 0,003   |
| RM                       |            |         |            |         |            |         |            |         | 0,031      | 0,000   |
| Idade                    |            |         | 0,049      | 0,000   | 0,049      | 0,000   | 0,046      | 0,000   | 0,046      | 0,000   |
| Idade <sup>2</sup>       |            |         | -0,000     | 0,000   | -0,000     | 0,000   | -0,000     | 0,000   | -0,000     | 0,000   |
| Fund_Médio               |            |         | 0,206      | 0,000   | 0,200      | 0,000   | 0,173      | 0,000   | 0,172      | 0,000   |
| Médio_Superior           |            |         | 0,478      | 0,000   | 0,462      | 0,000   | 0,397      | 0,000   | 0,397      | 0,000   |
| Superior                 |            |         | 1,404      | 0,000   | 1,359      | 0,000   | 1,258      | 0,000   | 1,257      | 0,000   |
| Branco                   |            |         |            |         | 0,129      | 0,000   | 0,130      | 0,000   | 0,130      | 0,000   |
| Pendular                 |            |         |            |         | 0,025      | 0,056   | 0,012      | 0,319   | 0,012      | 0,321   |
| Migrante                 |            |         |            |         | 0,094      | 0,000   | 0,093      | 0,000   | 0,094      | 0,000   |
| Informal                 |            |         |            |         |            |         | -0,181     | 0,000   | -0,181     | 0,000   |
| Construção               |            |         |            |         |            |         | 0,029      | 0,000   | 0,029      | 0,000   |
| Indústria                |            |         |            |         |            |         | 0,112      | 0,000   | 0,112      | 0,000   |
| Energia                  |            |         |            |         |            |         | 0,257      | 0,000   | 0,257      | 0,000   |
| Tec/cient                |            |         |            |         |            |         | 0,192      | 0,000   | 0,192      | 0,000   |
| Admpub                   |            |         |            |         |            |         | 0,413      | 0,000   | 0,413      | 0,000   |
| Componente aleatório     | $\sigma^2$ | p-valor | $\sigma^2$ | p-valor | $\sigma^2$ | p-valor | $\sigma^2$ | p-valor | $\sigma^2$ | p-valor |
| Coeficiente              | 0,069      | 0,000   | 0,044      | 0,000   | 0,037      | 0,000   | 0,032      | 0,000   | 0,011      | 0,000   |
| P                        | 10,879     |         | 11,524     |         | 9,962      |         | 9,133      |         | 3,501      |         |
| Número de observações    |            |         |            |         |            |         |            |         |            |         |
| Nível 1                  | 1.331.320  |         | 1.331.320  |         | 1.331.320  |         | 1.331.320  |         | 1.331.320  |         |
| Nível 2                  | 608        |         | 608        |         | 608        |         | 608        |         | 608        |         |

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados dos modelos.

Ademais, migrantes de data fixa deteriam um adicional sobre seus rendimentos em torno de 9,4% quando comparados aos indivíduos ocupados no município de destino com características semelhantes. O resultado é compatível com os estudos de Santos Júnior, *et al.* (2005) que encontraram evidências de que o migrante interestadual brasileiro seria positivamente selecionando e que ganharia mais, em média, tanto em relação aos não migrantes do estado de origem, como em relação aos não migrantes que são seus conterrâneos. Desta forma, o controle para a migração dos indivíduos forneceria uma *proxy* para o controle parcial de habilidades não observáveis dos indivíduos.

Ao inserir as características do posto de trabalho do indivíduo, quais sejam, o tipo de vínculo e o setor de atividade, observa-se que trabalhadores informais auferem rendimentos cerca de 18% maiores do que indivíduos com vínculo empregatício formal. além disso, verifica-se rendimento cerca de 40% maior para servidores públicos em relação ao setor terciário. Cabe mencionar que, após o controle pelas características relacionadas à segmentação do mercado de trabalho - informalidade e setor de atividade - a pendularidade deixa de ser relevante à discriminação salarial.

Este resultado, segundo Jardim (2011), demonstra a necessidade de se observar que os custos da pendularidade da população ficam, em geral, por conta dos indivíduos quando estes são postos em movimento, em função da economia e da sociedade. Segundo o autor, indivíduos, quando postos em movimento, sofrem as consequências do desenvolvimento econômico que, numa primeira etapa, valoriza a força de trabalho qualificada, devido à sua escassez, mas, posteriormente, com o aumento de sua oferta, cai o seu valor relativo, mesmo entre as pessoas consideradas com altos rendimentos.

O modelo 5 incorpora a população municípios de vínculo empregatício, buscando, sobretudo, verificar o efeito da escala urbana, que por sua vez é relacionada à existência de economias de aglomeração.<sup>14</sup> As estimativas para os coeficientes das variáveis de nível 1 não foram afetadas pela inclusão das variáveis de nível 2.

A variável referente à população apresentou sinal positivo e significância estatística. Resultado esperado que vai ao encontro do apresentado por estudos anteriores, Glaeser e Resseger (2010), Fontes *et al.* (2010), Galinari *et al.* (2007). Conforme Glaeser e Resseger (2010), há uma forte ligação entre a produtividade por trabalhador e população da área metropolitana, que é comumente interpretado como evidência para a existência de economias de aglomeração. Essa correlação é particularmente forte nas cidades com maiores níveis de habilidade, sendo particularmente compatível com a visão de que a densidade urbana é importante pois difunde o conhecimento.

Pelo resultado estimado da variável *dummy* indicativa de vínculo empregatício em áreas metropolitanas, constata-se que indivíduos ocupados que trabalhavam em uma das regiões metropolitanas auferem em média rendimentos maiores do que os demais trabalhadores, resultado semelhante ao verificado em Fontes *et al.* (2010).

Por fim, a análise das *Dummies* regionais permite verificar o efeito sobre o salário dos indivíduos empregados em diferentes regiões do país. Os resultados sugerem que os salários no Nordeste são, em média, os menores do Brasil - de acordo com o encontrado por SAVEDOFF (1990), SERVO (1999) e FONTES *et al.* (2010).

## 6. CONCLUSÕES

Este trabalho pretendeu verificar a existência de diferenciais salariais entre municípios com população acima de 50 mil habitantes para trabalhadores pendulares e não pendulares por meio da metodologia de modelos hierárquicos. Para tal foram utilizados microdados do Censo Demográfico de 2010.

O tratamento abordado pelo modelo hierárquico não confirmou a hipótese de diferencial de rendimento positivo em função do deslocamento diário do trabalhador, sendo esse resultado coerente com uma possível perda do trabalhador que realiza mobilidade pendular, uma vez que este pode estar absorvendo os custos inerentes ao deslocamento. Por outro lado, os custos provenientes da pendularidade podem estar sendo compensados por menores custos relativos à habitação.

Além disso, ficou evidente o impacto positivo da escala urbana nos diferenciais salariais, assim como o efeito positivo sobre o salário para indivíduos com atividade laboral em Regiões Metropolitanas, deixando evidente a presença de economias de aglomeração.

Os resultados do modelo nulo mostraram variação de rendimentos de aproximadamente 10% dada pela variação entre as características dos municípios. Apesar dos atributos individuais, foi possível concluir que homens brancos ou amarelos, com grau de instrução mais altos, empregados nos setores administração pública, técnico e científico, indústria, energia e construção auferem rendimentos maiores em relação aos empregados no setor terciário. Por outro lado, indivíduos com vínculo informal apresentam rendimentos em média 18% menor do que os empregados no setor

---

<sup>14</sup> Vale lembrar que os diferenciais de salários provocados por maiores custos de vida associados ao tamanho da população do município (transporte, alimentação, poucas amenidades, etc.) não foi abordado nesse estudo, sendo esta uma limitação.

formal. Ficou evidente ainda o diferencial de aproximadamente 10% a favor dos migrantes de data fixa.

Por fim, compreender os determinantes do diferencial salarial entre os municípios brasileiros é relevante para auxiliar o desenho de políticas públicas voltadas para diminuição das desigualdades espaciais de capital humano, bem como de disparidades na renda. Nesse contexto, deve-se entender a dinâmica de mobilidade pendular do trabalho para predizer seus efeitos e agir sobre as motivações e orientação desses fluxos, considerando nessa análise a junção de atributos individuais, regionais e ainda o componente custo de vida, que embora negligenciado nesse estudo, pode revelar outras nuances para o estudo. Sendo este, um possível caminho para se avançar sobre a mobilidade pendular em estudos futuros.

## REFERÊNCIAS:

- ANDERSSON, F.; BURGESS, S. e LANE, J. I. Cities, matching and the productivity gains of agglomeration. **Journal of Urban Economics**, vol. 61: 112–128, 2007.
- ANDERSSON, M.; KLAESSON, J.; LARSSON, J. P. The sources of the urban wage premium by worker skills: Spatial sorting or agglomeration economies? **Papers in Regional Science**, 2013.
- ÂNTICO, C. Deslocamentos pendulares nos espaços subregionais da Região Metropolitana de São Paulo. In: **Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, 14., Anais. Caxambu: Abep, 2004.
- ARANHA, V. Mobilidade pendular na metrópole paulista. **Revista São Paulo em Perspectiva**, v.19, n.4, p.96-109, out./dez. 2005.
- ARBACHE, J. S. Wage differentials in Brazil: theory and evidence. **Journal of Development Studies**, Londres, v. 38, n. 2, p. 691-714, 2001.
- AZZONI, C., SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, 2001.
- CARVALHO, A. P.; NÉRI, M. C.; SILVA, D. B. do N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: Aplicação dos procedimentos de axaca e heckman em pesquisas amostrais complexas. **XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais -ABEP**, Caxambu -MG, 2006.
- CARVALHO, J.A.M. de. & RIGOTTI, J.I.R. Os dados censitários brasileiros sobre migrações internas: algumas sugestões para análise. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**. São Paulo, v.15, n.2, 1998.
- COMBES, P.; DURANTON, G.; GOBILLON, L. Spatial wage disparities: Sorting matters!. **Journal of Urban Economics**, vol. 63: 723–742, 2008.
- CUNHA, J. M. P. Da. A mobilidade pendular: uma contrapartida da migração intrametropolitana. In: **ENCONTRO NACIONAL DA ANPUR**, 6., Anais. Brasília: Anpur, 1995. p. 518-526.
- DE LA ROCA, J; PUGA, D. Learning by working in big cities. **Centre for Economic Policy Research**, 2012.
- DESCHAMPS, M. V.; CINTRA, A. Movimento pendular para trabalho na região metropolitana de Curitiba: uma análise das características de quem sai e quem fica. In: **XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais**. 29 de setembro a 3 de outubro de 2008. Caxambu, Anais. Belo Horizonte: ABEP, 2008.
- ELIASSON, K.; LINDGREN, U.; WESTERLUND, O. Geographical labour mobility: migration or commuting? **Regional Studies**, 37, 827–837, 2003.
- FONTES, G. G. ; SIMÕES, R. F; HERMETO, A. M. Urban attributes and wage disparities in Brazil: a multilevel hierarchical model. **Regional Studies**, v. 44, p. 595-607, 2010.
- FREGUGLIA, R. S. ; PROCÓPIO, T. S. . Efeitos da mudança de emprego e da migração interestadual sobre os salários no Brasil formal: evidências a partir de dados em painel. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, ago. 2013.



GALINARI, R.; CROCCO, M. A.; LEMOS, M. B.; BASQUES, M. F. D. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. **Revista Economia Contemporânea**, vol.11, n.3, pp. 391-420, 2007.

GITTLEMAN, M.; WOLFF, E. N. International comparisons of inter-industry wage differentials. **Review of income and wealth**, v. 39, p. 295-312, 1993.

GLAESER, E. L.; MARÉ, D. C. Cities and Skills. **National Bureau of Economic Research**. NBER Working Paper Series. Working Paper no. 4728, 1994.

GLAESER, E. L.; RESSEGER, M. G. The complementarity between cities and skills. **Journal of regional science**, vol. 50, no. 1, pp. 221-244, 2010.

HOX, J. **Multilevel Analysis: Techniques and Applications**. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc. 2002.

JARDIM, A. P. Reflexões sobre a mobilidade pendular. In: Luiz Antonio Pinto de Oliveira; Antônio Tadeu Ribeiro de Oliveira. (Org.). **Reflexões sobre os Deslocamentos Populacionais no Brasil**. 1ed. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, 2011, v. 01, p. 61-73.

JARDIM, A. P.; ERVATTI, L. R. “Migração Pendular Intrametropolitana no Rio de Janeiro: A condição de renda das pessoas que trabalham ou estudam fora do município de residência em 1980 e 2000”. Caxambu - MG: **XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, ABEP, 2006.

\_\_\_\_\_. **Movimentos pendulares e circulares da população na região petrolífera do Estado do Rio de Janeiro: reflexões analíticas**. Rio de Janeiro: IBGE, Diretoria de Pesquisas, 2009.

KAHN, L. M. Collective bargaining and the inter-industry wage structure: international evidence. **Economica**, v. 65, p. 507-534, 1998.

KRUEGER, A. B.; SUMMERS, L. H. Efficiency wages and the inter-industry wage structure. **Econometrica**, v. 56, p. 259-293, 1988.

MACHADO, A. F.; HERMETO, A. M.; ANTIGO, M. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não-observadas. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 12, p. 250, 2008.

MARSHALL, A. Princípios de economia: tratado introdutório. São Paulo: Nova Cultural, 1985 [1890].

MENEZES-FILHO, N. A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E. S. O. O diferencial de salários formal: informal – segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 235-248, 2004.

MOURA, R.; CASTELO BRANCO, M. L. G.; FIRKOWSKI, O. Movimento Pendular e Perspectivas de Pesquisas em Aglomerados Urbanos. **São Paulo em Perspectiva**, v.19, n4, p. 121-133, São Paulo: outubro-dezembro, 2005.

OJIMA, R.; SILVA, R. B. e PEREIRA, R. H. A mobilidade pendular na definição das cidades dormitório: caracterização sociodemográfica e novas territorialidades no contexto da urbanização brasileira. Trabalho apresentado no **V Encontro Nacional sobre Migrações**. Universidade Estadual de Campinas. Campinas, 15-17 de outubro de 2007.

RAUDENBUSH, S. W., BRYK, A. S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. 2.ed. Londres, Nova Deli: Sage, 2002. 265p.

SANDOW, E.; WESTIN, K. Preferences for commuting in sparsely populated areas. **Journal of Transport and Land Use**, 2 (3/4), pp. 87-107, 2010.

SAVEDOFF, W. Wage dynamics in urban Brazil: evidence of regional segmentation or national markets. **Revista de econometria**, v. 11, n. 2, 1991.

SERVO, L. Diferenças de salários no Brasil: uma análise para as regiões metropolitanas. In: **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 27, 1999, Belém. Anais. Belém: ANPEC, 1999. p.1869-1886.

STUTZER, A.; FREY, B. S. Stress that Doesn't Pay: The Commuting Paradox\*. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 110, n. 2, p. 339-366, 2008.



TEAL, F. The size and sources of economic rents in developing country manufacturing labor market. **Economic journal**, v. 106, n. 473, p. 963-976, 1996.

TIMOTHY, D.; WHEATON, W. C. Intra-Urban Wage Variation, Employment Location, and Commuting Times. **Journal of Urban Economics**, 50: 338-366, 2001.

VAN OMMEREN, J.; FOSGERAU, M. Workers' marginal costs of commuting. **Journal of Urban Economics**, 65:38-47, 2009.

VAN OMMEREN, J.; GUTIÉRREZ-I-PUIGARNAU, E. Are workers with a long commute less productive? An empirical analysis of absenteeism. **Regional Science and Urban Economics**, 41:1-8, 2011.

WHEELER, C. H. Cities and the growth of wages among young workers: Evidence from the NLSY. **Journal of Urban Economics**, vol. 60: 162-184, 2006

WREDE, M. Heterogeneous skills, migration, and commuting. **Papers in Regional Science**, Volume 92, Number 2, June, 2013.

YANKOW, J. J. Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium. **Journal of Urban Economics**, vol.60: 139-161, 2006.

## ANEXO

**Tabela A1: Estatísticas descritivas - nível 1.**

| Variável | N       | Média   | Desvio-padrão | Mínimo | Máximo |
|----------|---------|---------|---------------|--------|--------|
| Lnwhora  | 1331230 | 1,67    | 0,75          | -5,82  | 7,46   |
| Idade    | 1331230 | 35,00   | 11,35         | 18     | 65     |
| Idade2   | 1331230 | 1353,82 | 872,09        | 324    | 4225   |
| Branco   | 1331230 | 0,50    | 0,50          | 0      | 1      |
| Seminstr | 1331230 | 0,31    | 0,46          | 0      | 1      |
| Fund_med | 1331230 | 0,20    | 0,40          | 0      | 1      |
| Medio_su | 1331230 | 0,38    | 0,49          | 0      | 1      |
| Sup      | 1331230 | 0,11    | 0,32          | 0      | 1      |
| Informal | 1331230 | 0,18    | 0,38          | 0      | 1      |
| Migdfixa | 1331230 | 0,10    | 0,31          | 0      | 1      |
| Pendular | 1331230 | 0,21    | 0,41          | 0      | 1      |
| Construc | 1331230 | 0,14    | 0,35          | 0      | 1      |
| Industri | 1331230 | 0,22    | 0,42          | 0      | 1      |
| Tecient  | 1331230 | 0,03    | 0,16          | 0      | 1      |
| Admpub   | 1331230 | 0,08    | 0,28          | 0      | 1      |
| Energ    | 1331230 | 0,01    | 0,11          | 0      | 1      |
| Terciari | 1331230 | 0,51    | 0,50          | 0      | 1      |

Fonte: elaboração própria a partir do Censo 2010.

**Tabela A2: Estatísticas descritivas - nível 2.**

| Variável | N   | Média | Desvio-padrão | Mínimo | Máximo |
|----------|-----|-------|---------------|--------|--------|
| Norte    | 608 | 0,10  | 0,31          | 0      | 1      |
| Nordeste | 608 | 0,28  | 0,45          | 0      | 1      |
| Sudeste  | 608 | 0,39  | 0,49          | 0      | 1      |
| Sul      | 608 | 0,17  | 0,37          | 0      | 1      |
| Coeste   | 608 | 0,06  | 0,23          | 0      | 1      |
| Rm       | 608 | 0,36  | 0,48          | 0      | 1      |
| Lnpop    | 608 | 11,68 | 0,82          | 10,82  | 16,24  |

Fonte: Elaboração própria a partir do Censo 2010.

# DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DOS EFEITOS DE AGLOMERAÇÃO SOBRE OS RETORNOS À EDUCAÇÃO NO BRASIL

**Autora: DIANA LÚCIA GONZAGA DA SILVA**

Doutoranda em Economia pela Universidade de São Paulo. Economista e Mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia. Email: diana.gonzaga@gmail.com

**Coautor 1: GERVÁSIO FERREIRA DOS SANTOS**

Dr. em Economia pela FEA/USP e Prof. Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal da Bahia. Endereço: Praça da Piedade, nº 6 - CEP 40.070-010 - Salvador, Bahia – Brasil.  
Fone: (71) 3283-7563 – Fax (71) 3283-7527. Email: gervasios@ufba.br

**Coautor 2: RICARDO DA SILVA FREGUGLIA**

Dr. em Economia pela FEA/USP e Prof. Adjunto da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora. Endereço: Campus Universitário, CEP 36.036-900 - Juiz de Fora, Minas Gerais, Brasil.  
Fone: (32) 2102-3541. Email: ricardo.freguglia@ufjf.edu.br

**Resumo:** O objetivo deste artigo é analisar a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação no Brasil. Os dados sobre o mercado de trabalho do Brasil mostram que, entre 1995 e 2009, houve um crescimento real nos salários e uma elevação na escolaridade média dos trabalhadores. A região Nordeste se beneficiou dessa dinâmica, mas a desigualdade regional persiste no Brasil. A literatura internacional e nacional, que integra a Economia Espacial Urbana com a Economia do Trabalho, sugere a existência de ganhos de aglomeração sobre os salários nas áreas urbanas densas. A concentração geográfica de capital humano pode ampliar esses ganhos e explicar grande parte do prêmio salarial urbano. Para encontrar o efeito de aglomeração sobre os retornos à educação nas 24 regiões metropolitanas do Brasil, uma equação *minceriana* ampliada foi estimada, econometricamente, a partir de um painel de microdados de trabalhadores formais. Os resultados mostram que existem ganhos de aglomeração sobre o retorno salarial à educação no Brasil. Estes ganhos foram mais favoráveis às regiões Norte e Nordeste. As áreas metropolitanas do Centro-Sul tendem a gerar ganhos a partir das habilidades individuais e não observáveis dos trabalhadores formais.

**Palavras-chave:** Economias de aglomeração. Prêmio salarial urbano. Educação. Desigualdade salarial. Região metropolitana.

**Abstract:** The objective of this paper is to analyze the spatial distribution of the agglomeration effect on wage differentials, from the returns to education in Brazil. Data on the Brazilian labor market show that between 1995 and 2009, there has been a growth in real wages and an increase in average schooling of workers. The Northeast region is the most benefited with this dynamic, however regional inequality persists in Brazil. The international and national literature, which integrates the Urban Spatial Economics with Labor Economics, suggests the existence of agglomeration gains on wages in dense urban areas. The geographic concentration of human capital can magnify these gains and explain much of the urban wage premium. To find the agglomeration effect on the returns to education in the 24 metropolitan regions in Brazil, an expanded *mincerian* wage equation is estimated econometrically, using a panel of micro data of formal workers. The results show that there is agglomeration gain of the return pay to education in Brazil. These gains are more favorable in the North and Northeast regions of Brazil. The metropolitan areas of the Center-South of Brazil tend to generate higher earnings from the unobservable and individual skills of formal workers.

**Keywords:** Agglomeration economies. Urban wage premium. Education. Wage inequality. Metropolitan areas.

**Área de interesse:** 2. Economia Regional e Urbana

**JEL:** J24, J31, R23, C23

## 1. Introdução

A desigualdade salarial é um tema recorrente em diversas pesquisas na literatura econômica. O trabalho pioneiro de Mincer (1974) formalizou um modelo para a determinação salarial. A equação de salários *minceriana* passou a ser adotada nos estudos em Economia do Trabalho para encontrar os diferenciais salariais e de retorno privado à educação. Buscava-se controlar o efeito das características observáveis dos trabalhadores sobre os salários e, em seguida, das características não observáveis. Entretanto, permanecia um diferencial salarial favorável aos trabalhadores dos grandes centros urbanos. Isso motivou o surgimento de estudos que integram Economia Urbana e Economia do Trabalho para explicar o diferencial de salários no espaço. Neste cenário, surgem os estudos envolvendo economias de aglomeração urbana, capital humano e prêmio salarial, a partir da inclusão da localização urbana como determinante salarial.

Na literatura internacional, os trabalhos seminais de Glaeser e Maré (1994; 2001) identificaram um verdadeiro prêmio salarial em áreas urbanas densas. Esse prêmio se manteve mesmo após considerar a heterogeneidade individual observada e não observada dos trabalhadores. Rauch (1993) encontrou evidências de aumento de produtividade e salários decorrente das externalidades de capital humano nas áreas urbanas densas. Portanto, a educação gera externalidades positivas que reforçam os ganhos de aglomeração.

Embora existam poucos estudos nesta linha de pesquisa no Brasil, já há evidências empíricas de ganhos de aglomeração urbana sobre os salários. Rocha e outros (2011) identificaram que, após controle por características observáveis e não observáveis, os trabalhadores das regiões metropolitanas do Brasil apresentaram um diferencial de 0,12 salário mínimo. Do mesmo modo, Campos e Silveira Neto (2009) encontraram evidências de que os trabalhadores das regiões metropolitanas apresentaram um ganho salarial de até 16%. Por outro lado, também já existem evidências no Brasil de que a educação pode ter impactos diferenciados sobre os salários a partir das economias de aglomeração urbana. O estudo de Falcão e Silveira Neto (2007) revelou um ganho de 1,7% sobre os salários, com o aumento na proporção de trabalhadores com ensino superior, o que sugeriu a existência de externalidades positivas da concentração espacial de capital humano.

Os dados recentes da RAISMIGRA-MTE mostram um crescimento dos salários no Brasil, de forma mais acentuada na região Nordeste. A diferenciação salarial entre as regiões metropolitanas é menor. No entanto, ainda persiste um diferencial regional de salários no Brasil, em favor das regiões mais dinâmicas do Centro-Sul<sup>1</sup> do país. Os salários das regiões metropolitanas são maiores do que os das unidades da federação. Isso sugere a existência de ganhos salariais nessas áreas. Os dados da PNAD-IBGE mostram o aumento na escolaridade média do Brasil, que avançou de 6,1 para 7,2 anos médios de estudo, entre 2001 e 2009. Embora esse aumento tenha sido mais pronunciado na região Nordeste, que evoluiu de 4,7 para 6 anos médios de escolaridade, esta região ainda possui a menor média de escolaridade. Os níveis médios de escolaridade são sempre superiores nas regiões metropolitanas. No entanto, ainda persistem as desigualdades educacionais entre as regiões do Brasil.

A presença de externalidades locais específicas pode garantir retornos diferenciados para cada ano adicional de escolaridade. Desse modo, considerando a possível existência de economias de aglomeração urbana nas regiões metropolitanas do Brasil, o problema de pesquisa que se coloca é: as economias de aglomeração determinam algum padrão de distribuição espacial do prêmio salarial urbano e dos retornos à educação no mercado de trabalho formal do Brasil? O objetivo deste artigo é analisar empiricamente a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação dos trabalhadores formais do Brasil. Dado o interesse em utilizar uma base de dados que acompanhasse os mesmos trabalhadores ao longo do tempo, para controlar os efeitos fixos não observados destes trabalhadores, será utilizada a RAISMIGRA do Ministério Trabalho e Emprego (MTE), a qual cobre somente os trabalhadores formais. Procedimentos econométricos serão aplicados para estimar os ganhos de aglomeração nos salários. A hipótese apresentada é que a distribuição dos ganhos de

---

<sup>1</sup> O Centro-Sul do Brasil corresponde às regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

aglomeração sobre os retornos à educação dos trabalhadores formais pode estabelecer um padrão regionalmente desigual, que favorece as áreas urbanas mais dinâmicas do Brasil.

Além desta introdução, o artigo é composto de mais cinco seções. A seção dois fará uma avaliação da dinâmica recente do mercado de trabalho do Brasil, com base na evolução dos salários dos trabalhadores formais e da escolaridade média nas unidades da federação e regiões metropolitanas. A seção três trata do referencial teórico adotado nesta pesquisa, baseado na Economia Urbana e Economia do Trabalho, sobre as economias de aglomeração, o prêmio salarial urbano e a educação. A seção quatro descreve a metodologia do trabalho. A seção cinco apresentará as estatísticas descritivas da amostra, a especificação da função de regressão utilizada nas estimações econométricas e os respectivos resultados dessas estimações. Finalmente, na sexta seção serão apresentadas as considerações finais deste artigo.

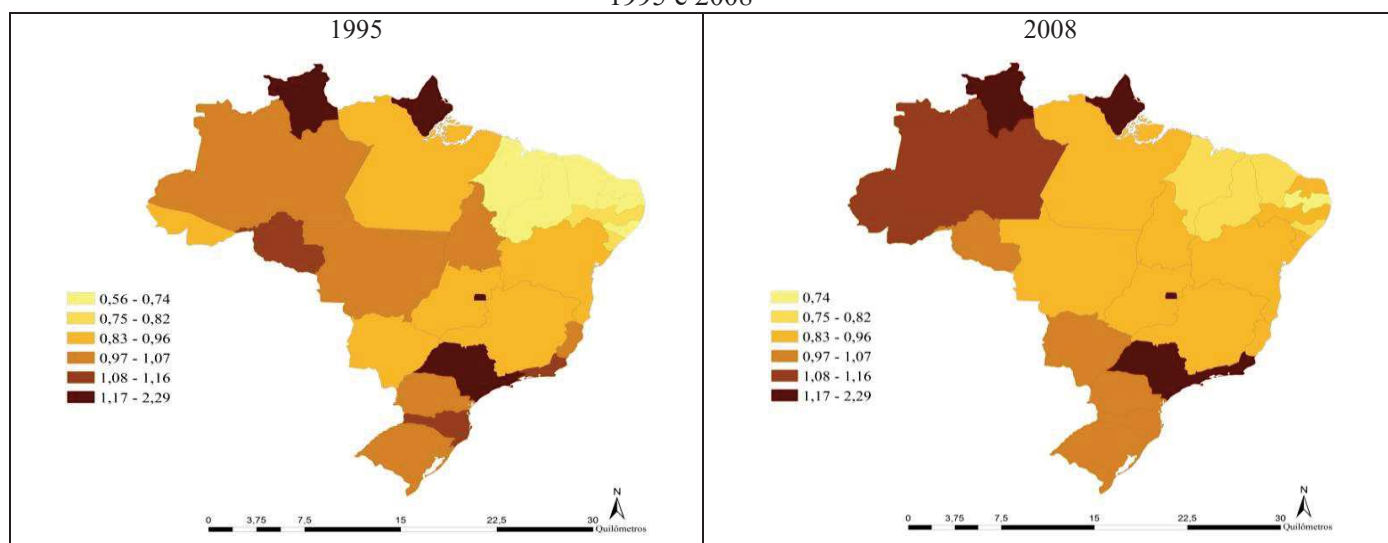
## 2. Educação e Distribuição Espacial dos Salários no Brasil

Existe uma diferenciação individual e espacial dos salários no Brasil. Diversos estudos identificaram uma redução nas desigualdades de renda do país, a partir do ano 2000. Dentre os principais determinantes para esta redução, a educação e o crescimento real dos salários foram identificados. Embora este cenário recente favoreça a redução das desigualdades regionais, os diferenciais salariais no Brasil ainda persistem.

Diversos fatores são elencados como possíveis explicações para as diferenciações espaciais de salários no Brasil, dentre eles os de custos de vida e de produtividade, as dotações de amenidades locais e os custos de mobilidade. As diferenças na composição da força de trabalho e nas estruturas produtivas também definem a desigualdade salarial. A educação e as características individuais não observadas dos trabalhadores explicam grande parte do diferencial salarial inter-regional do Brasil. Além disso, as dimensões de segmentação intra-regional no mercado de trabalho, tais como formal e informal, setorial e por tamanho de empresas, dentre outras, também podem explicar a manutenção das divergências salariais (SERVO; AZZONI, 2002; SILVEIRA NETO; AZZONI, 2004; ROCHA *et al.*, 2011).

A análise dos dados da RAISMIGRA do MTE fornece uma caracterização do perfil dos trabalhadores no mercado de trabalho formal do Brasil. A Figura 1 mostra a razão de rendimentos do trabalho formal, entre as UFs e o Brasil, entre 1995 e 2008. No mercado de trabalho formal, os salários relativos foram maiores nas regiões Norte, Sul e Sudeste. Os menores salários relativos estavam na região Nordeste. A menor proporção salarial nas UFs foi cerca de 70%, em 2008. O crescimento do salário do trabalho formal no Brasil, nos anos recentes, não foi capaz de reverter a persistente desigualdade regional salarial.

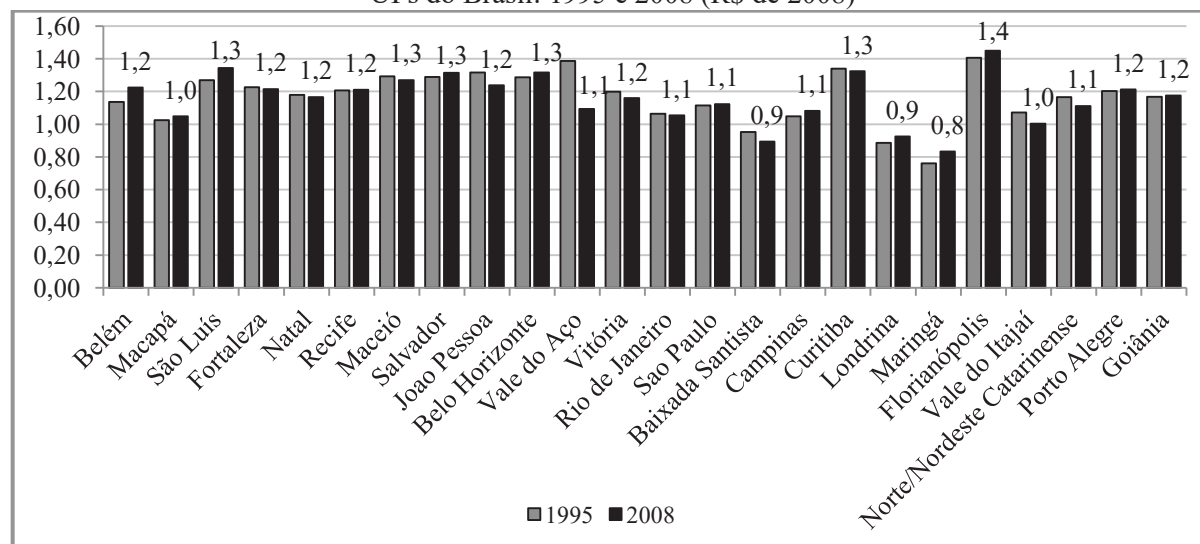
Figura 1 - Razão entre o rendimento do trabalho formal das unidades da federação e o rendimento do Brasil: 1995 e 2008



Fonte: Elaboração própria, 2012 com base em BRASIL/RAISMIGRA, 2010

O Gráfico 1 mostra a razão entre o salário real das RMs e o salário real das respectivas UFs. A divergência em relação às UFs foi maior nas regiões Norte e Nordeste. No segmento formal, o diferencial de salários das RMs com suas UFs é muito próximo entre as grandes regiões do Brasil, mas ainda persistem as desigualdades. Em 2008, enquanto os salários reais nas RMs de Salvador e Maceió foram 30% acima das médias estaduais da Bahia e Alagoas, o maior ganho salarial relativo, da RM de Florianópolis, foi cerca de 40% acima da média de Santa Catarina.

Gráfico 1 – Razão entre o rendimento médio real do trabalho formal das regiões metropolitanas e o rendimento das UFs do Brasil: 1995 e 2008 (R\$ de 2008)



Fonte: Elaboração própria, 2012 com base em BRASIL/RAISMIGRA, 2010

Nota: Valores nominais corrigidos pelo IPCA (IBGE).

A análise do mercado de trabalho formal apontou uma tendência salarial mais favorável à região Nordeste, o que pode contribuir para a redução das disparidades regionais no mercado de trabalho formal, no longo prazo. Os dados sugerem a existência de ganhos de aglomeração urbana no mercado de trabalho formal das regiões metropolitanas do Brasil. As diferenças salariais são menores entre áreas metropolitanas. No segmento formal, a distância entre os salários das RMs e a média de suas respectivas UFs parece menor. No entanto, ainda permanece um diferencial salarial entre as grandes regiões.

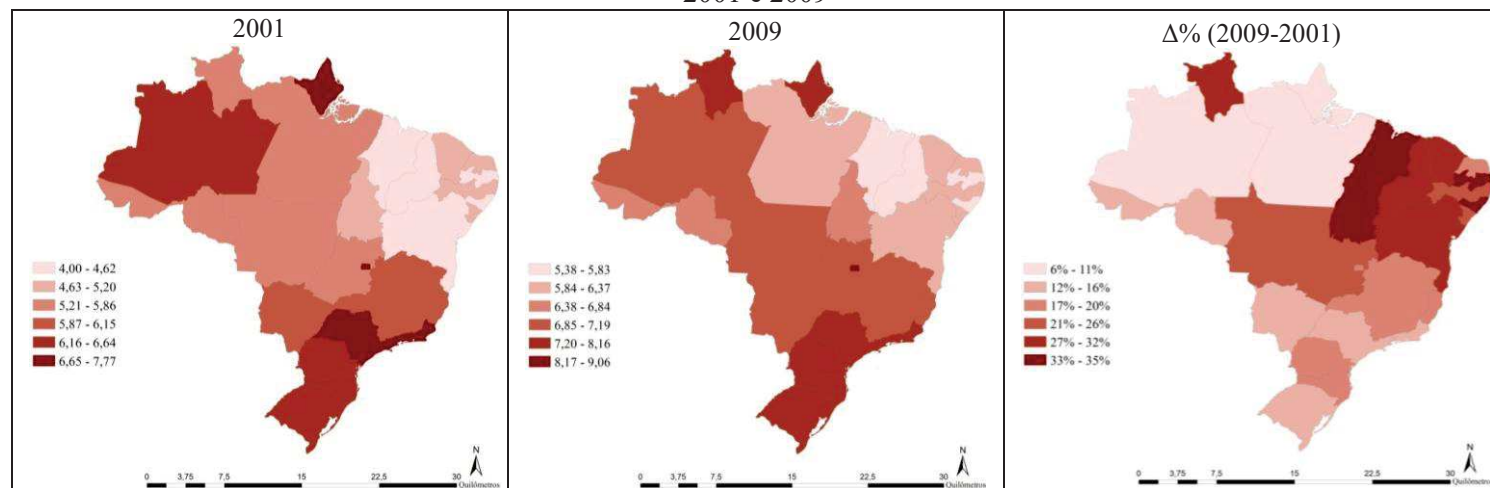
## 2.1 Diferencial de Escolaridade no Brasil

O Brasil é caracterizado por uma baixa escolaridade média e alta heterogeneidade educacional entre as regiões. Barros e outros (2000) mostrou que a educação é responsável por aproximadamente 40% dos diferenciais salariais no Brasil. Esse diferencial salarial por nível educacional vem declinado desde 1995, de forma mais acelerada a partir de 2001. A tendência de homogeneização educacional dos trabalhadores brasileiros contribuiu em 10% para a redução da desigualdade salarial, entre 2001 e 2004 (IPEA, 2006).

Apesar da elevação da escolaridade, a análise dos anos médios de estudo nas UFs mostra que ainda existe uma considerável heterogeneidade educacional no Brasil. A Figura 2 mostra a evolução nos anos médios de estudo entre as UFs do Brasil. O país elevou a média de anos de escolaridade em 1,1 anos, entre 2001 e 2009. Este saiu de uma média de 6,1 para 7,2 anos de escolaridade. Em 2009, as médias de escolaridade mais baixas foram verificadas nos estados de Alagoas (5,4 anos) e Piauí (5,5 anos) e as maiores no Distrito Federal (9,1 anos) e em São Paulo (8,2 anos). A Figura 2 apresenta, ainda, a variação na escolaridade média das UFs do Brasil entre 2001 e 2009. É possível observar que a região Nordeste apresentou a maior elevação percentual nos anos médio de escolaridade, no período considerado. Todos os estados da região Nordeste apresentaram crescimento da escolaridade acima da média nacional (18%). Considerando que a região Nordeste apresenta a menor escolaridade média do país, o efeito marginal de um crescimento superior à média nacional deve ser maior nesta região.



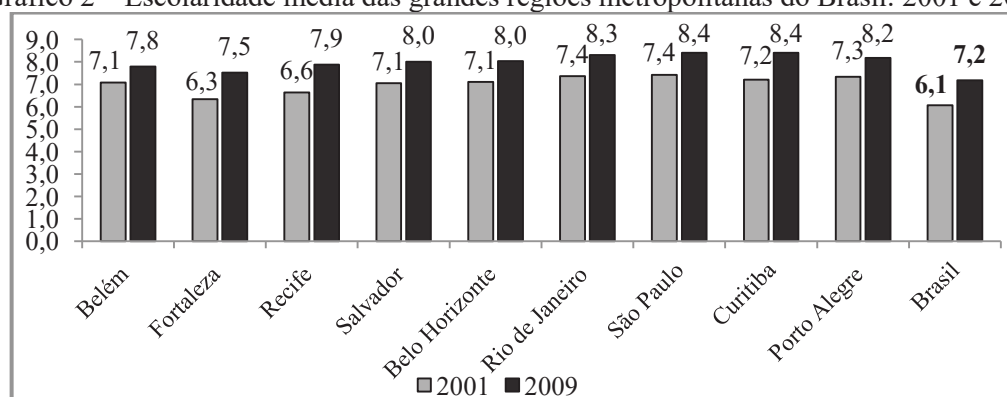
Figura 2 - Escolaridade média nas unidades da federação do Brasil e taxa de crescimento da escolaridade: 2001 e 2009



Fonte: Elaboração própria, 2012 com base no IBGE/PNAD, 2011

A escolaridade média nas RMs é mais homogênea e menos desigual do que entre as UFs do Brasil. O Gráfico 2 mostra a escolaridade média, em anos de estudo, em nove grandes RMs do Brasil. Existe um padrão espacial convergente, entre 2001 e 2009, em torno de oito anos médios de estudo, o que representa o ensino fundamental completo. Isso levaria a concluir que a escolaridade média nas áreas metropolitanas está acima da estadual e nacional. Os dados são compatíveis com a hipótese da concentração de capital humano elevado nas áreas urbanas densas. Dentre as grandes áreas metropolitanas analisadas, São Paulo e Curitiba apresentam as maiores médias de escolaridade (8,4) e Fortaleza revelou a menor média (7,5).

Gráfico 2 – Escolaridade média das grandes regiões metropolitanas do Brasil: 2001 e 2009



Fonte: Elaboração própria, 2012 com base no IBGE/PNAD, 2011

Os dados da PNAD mostraram uma redução nos diferenciais de escolaridade entre as UFs do Brasil. O aumento mais pronunciado na região Nordeste contribuiu para essa redução. A escolaridade nas RMs está acima da média nacional e o diferencial entre elas é menor. Ainda permanece a concentração dos níveis mais altos de escolaridade nas regiões do Centro-Sul do país. De acordo com a RAISMIGRA-MTE (2009), no segmento formal predominaram os trabalhadores com ensino médio completo. No entanto, as regiões do Centro-Sul ainda concentram a maior parcela de trabalhadores com ensino superior completo ou incompleto. O que resta saber é se os trabalhadores dessas regiões teriam outros atributos observáveis e não observáveis que os levariam a ter os maiores ganhos salariais. Esta análise será feita neste trabalho.

## 2.2 Salário e Densidade Populacional nas Regiões Metropolitanas do Brasil

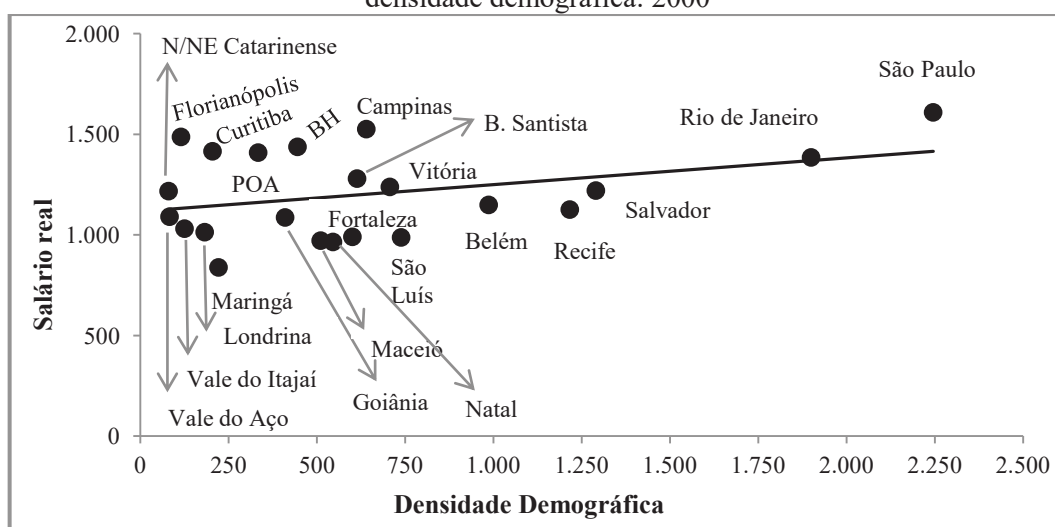
A dimensão populacional das regiões metropolitanas do Brasil pode sugerir a existência de fatores específicos que atraem os indivíduos para estes locais. O Censo do IBGE (2010) mostrou que cerca de



40% da população do país vive em áreas metropolitanas. Isso mostra que existe uma forte concentração populacional em torno das áreas metropolitanas do país. Portanto, a existência de economias de aglomeração que justifiquem tal escolha locacional precisa ser considerada nos estudos sobre os salários e a dinâmica do mercado de trabalho no Brasil.

A Figura 3 apresenta a relação entre os salários reais do trabalho formal e a densidade populacional nas áreas metropolitanas do Brasil, no ano de 2000. É possível perceber uma relação positiva e crescente entre a densidade urbana e os salários reais nas RMs do Brasil. As áreas de maior densidade populacional no Brasil, São Paulo e Rio de Janeiro, apresentam as maiores relações de salário-densidade. No extremo inferior e abaixo da reta de tendência linear estão as RMs de Vale do Aço e Vale do Itajaí, e acima dela, a RM do Norte/Nordeste Catarinense. O ajuste linear revela um padrão espacial em que as RMs da região Nordeste estão abaixo da reta, com salários reais relativamente menores, enquanto as RMs das regiões do Centro-Sul estão acima da reta, com salários reais mais elevados. Entretanto, a relação positiva salário-densidade foi mais forte nas RMs das regiões Norte e Nordeste do que nas áreas da região Sul.

Figura 3 – Salário real do trabalho formal nas regiões metropolitanas (R\$ de 2008) e densidade demográfica: 2000



Fonte: Elaboração própria, 2012 com base em BRASIL/RAISMIGRA, 2010; IBGE, 2000

Nota 1: Valores nominais corrigidos pelo IPCA (IBGE);

Nota 2: A densidade demográfica foi calculada com base na população total de cada RM e na sua extensão territorial em km<sup>2</sup>.

Os dados recentes sobre os salários e educação permitem concluir, que há uma redução nas desigualdades entre as UFs do Brasil. No entanto, persiste uma distribuição espacial dos salários e educação desigual. A análise sugere a existência de ganhos de aglomeração urbana sobre os salários das áreas metropolitanas do Brasil. Os ganhos são mais intensos para os trabalhadores da região Nordeste, um indício preliminar de que, relativamente, faz mais diferença para os trabalhadores dessa região estar em uma área metropolitana. Os trabalhadores das áreas metropolitanas do país possuem escolaridade acima da média das UFs. Logo, os maiores ganhos nestas áreas podem apenas manifestar os maiores retornos aos atributos de seus trabalhadores. Considerando a possível existência de economias de aglomeração urbana no Brasil, o problema de pesquisa que se coloca é: as economias de aglomeração determinam algum padrão de distribuição espacial do prêmio salarial urbano e dos retornos à educação, no mercado de trabalho formal do Brasil? A resposta a esta pergunta permite avaliar a distribuição espacial dos retornos à educação no Brasil e se o padrão age sobre as decisões de localização dos trabalhadores habilitados.

### 3. Economias de Aglomeração, Educação e Prêmio Salarial Urbano

Esta seção faz uma revisão da literatura internacional e nacional sobre as abordagens recentes do prêmio salarial urbano e capital humano, integrando a Economia Urbana e a Economia do Trabalho.

### 3.1 Determinação Salarial e Retorno à Educação no Mercado de Trabalho

Na literatura do capital humano, um trabalho seminal e pioneiro na medição dos ganhos individuais no mercado de trabalho foi o de Mincer (1974). O autor apresentou uma equação de determinação salarial que ficou conhecida como equação minceriana. A equação minceriana define a escolaridade e a experiência como componentes do investimento individual em capital humano que explicam os salários. O retorno à educação é o ganho salarial obtido pelo trabalhador a cada ano adicional de escolaridade. Baseados na equação minceriana, estudos em Economia do Trabalho (*labor*) encontraram significativos retornos à educação no mercado de trabalho e diferenciais entre os países. Como resultado, a educação tem ocupado posição de destaque nos estudos sobre a determinação salarial.

A literatura empírica em Economia do Trabalho identifica o capital humano individual a partir de dois componentes mensuráveis: a escolaridade e a experiência. Os desenvolvimentos na Teoria do Capital Humano permitiram disseminar evidências da influência da educação (ou habilidade observada) na determinação dos salários. Estimativas do retorno privado a cada ano adicional de educação variam entre 8 e 12%. Estudos mais recentes têm considerado as externalidades de capital humano. Uma questão ainda ambígua é a identificação de medidas apropriadas de capital humano para a estimação das externalidades. A média de escolaridade ou a proporção de trabalhadores com grau universitário, por exemplo, tem sido usada como medidas de capital humano (HALFDANARSON *et al.*, 2008).

Versões ampliadas da equação minceriana passaram a incluir características adicionais do trabalhador ou do mercado de trabalho que poderiam influenciar os salários. Características observáveis dos trabalhadores como a educação, raça e gênero, puderam ser avaliadas. Estudos mais recentes em Economia do Trabalho e Urbana consideram a presença de fatores específicos dos trabalhadores, não observáveis (habilidades não observadas), que podem explicar a diferenciação salarial. As inclusões das habilidades não observadas contribui para o controle do possível viés de auto-seleção associado à atração de trabalhadores mais habilidosos para os grandes centros urbanos. Esse controle permite mitigar grande parte da vantagem salarial aparente associada à migração para tais áreas. No entanto, após o controle, permanecia um diferencial de retornos entre trabalhadores em diferentes localizações.

A manutenção dos diferenciais salariais no espaço é explicada por diversos fatores. Variações espaciais nos custos de vida, na produtividade, nas dotações de amenidades locais e nas estruturas produtivas são alguns fatores. Os diferenciais de produtividade, no entanto, podem estar associados às características específicas locais. Nesse contexto, surgem as análises em Economia Urbana que relacionam os ganhos de produtividade e salários às economias de aglomeração urbana, baseadas nos fatores locais específicos. Novas abordagens baseadas nas inter-relações entre a Economia Urbana e a Economia do Trabalho relacionam o prêmio salarial urbano e as externalidades de capital humano. Essa abordagem emprega versões ampliadas de equações salariais mincerianas, com a inclusão de variáveis de localização urbana e do nível médio de capital humano. A integração das literaturas envolve as relações entre o salário, o capital humano e as economias de aglomeração (HALFDANARSON *et al.*, 2008).

### 3.2 Prêmio Salarial Urbano, Educação e Habilidades

A partir do desenvolvimento teórico sobre as economias de aglomeração surgiu uma literatura que integra elementos de Economia Regional e Urbana à Economia do Trabalho. Essa abordagem avalia os efeitos das economias de aglomeração sobre os diferenciais de salários. Os trabalhos pioneiros de Glaeser e Maré (1994 e 2001) encontraram uma relação positiva entre os salários e o tamanho das cidades conhecida como prêmio salarial urbano. O prêmio salarial está associado, dentre outros fatores, ao capital humano acumulado pelos trabalhadores na cidade. A partir desses trabalhos seminais, Yankow (2006), Glaeser e Resseger (2009) e outros pesquisadores desenvolveram estudos que avaliam os efeitos da interação entre habilidades, educação e aglomeração sobre a produtividade e salários.

Os ganhos de aglomeração no mercado de trabalho podem emergir do aumento da produtividade dos trabalhadores na presença de externalidades positivas. São exemplos destas externalidades o acesso a maior diversidade de ocupações e mercados de trabalho mais amplos, a maior concentração e acúmulo de capital humano, e outros. O benefício da proximidade é um suposto subjacente ao prêmio salarial urbano.

O prêmio salarial urbano é identificado de acordo com a definição de localização adotada. A maioria dos estudos empíricos usa definições geográficas e administrativas oficiais de cidades ou áreas metropolitanas para delimitar o alcance espacial das economias de aglomeração (GLAESER; MARÉ, 2001; HALFDANARSON *et al.*, 2008; ROCHA *et al.*, 2011).

A literatura sobre economias de aglomeração prevê maiores salários e produtividade em áreas densas. Os trabalhadores recebem salários maiores nas cidades, já que existe um verdadeiro prêmio salarial à aglomeração urbana, cuja magnitude varia em torno de 5 a 10% na literatura internacional. O prêmio é em parte recebido imediatamente após a entrada na cidade, mas grande parte é recebida ao longo do tempo nela. Os estudos sobre o prêmio salarial urbano remontam à década de 1990. Quando possível é descontado o viés de seleção associado à heterogeneidade individual ou espacial não observada, para encontrar o verdadeiro efeito de localização urbana (HALFDANARSON *et al.*, 2008; ABEL *et al.*, 2011).

Diversas explicações na literatura econômica foram identificadas para a maior produtividade e salário nas cidades. As interpretações possíveis para o prêmio salarial urbano seriam: (i) o prêmio representa viés de habilidades omitidas, já que os trabalhadores mais habilidosos viveriam nas cidades e apresentariam maior produtividade; (ii) o prêmio seria um efeito em nível, com a hipótese de que o aumento da produtividade do trabalhador nas cidades eleva os salários imediatamente, pelas externalidades urbanas; e (iii) o prêmio representa um crescimento salarial mais rápido nas cidades (efeito crescimento salarial), em que os salários só devem aumentar ao longo do tempo.

Os trabalhos seminais de Glaeser e Maré (1994 e 2001) encontraram evidências de salários 32-33% maiores para trabalhadores em grandes cidades de áreas metropolitanas dos EUA. O diferencial foi reduzido para 29,03%, quando foi feito o controle para a educação, raça e experiência do trabalhador, e para 26,88% quando foram consideradas as características do emprego. O prêmio salarial urbano foi maior para os trabalhadores mais experientes e mais educados e caiu para 3-4% quando foi feito o controle das habilidades omitidas. Após a migração para cidades dos EUA os trabalhadores experimentaram um crescimento salarial entre 10-12%. As evidências sugerem dois efeitos representando o prêmio urbano, o efeito dos ganhos imediatos em nível salarial e o efeito de crescimento salarial (GLAESER; MARÉ, 1994; 2001). Yankow (2006) identificou um prêmio salarial urbano de 19% para trabalhadores em grandes áreas urbanas dos EUA. A estimação por efeitos fixos sugeriu que cerca de dois terços do prêmio decorreu da atração de trabalhadores com maiores habilidades não observadas para as cidades. O prêmio restante (6%) consistiu tanto de efeito em nível salarial quanto de crescimento salarial.

As abordagens recentes da Economia Urbana sugerem a existência de externalidades de capital humano como explicação fundamental para a maior produtividade e os maiores salários nas grandes cidades. Esta literatura aponta que o capital humano acumulado nas cidades amplia a produtividade média dos trabalhadores, através de *spillovers* de conhecimento. Os *spillovers* possibilitam a troca de experiências e conhecimentos através das interações em ambientes densos. A abordagem sugere que os salários devem ser altos nas cidades densas com maiores níveis de educação. Os efeitos positivos da densidade sobre a produtividade devem ser ampliados pelo estoque de capital humano das áreas metropolitanas. A interação da densidade com a habilidade foi definida por Abel e outros (2011) como a densidade de capital humano.

As abordagens de externalidades localizadas de capital humano e prêmio salarial urbano revelam, dentre outros aspectos, que: (i) existe um verdadeiro prêmio salarial urbano que difere de acordo com o trabalhador; (ii) os trabalhadores ganham salários mais altos em áreas intensivas em capital humano; e (iii) as externalidades de capital humano devem ser uma das fontes para a existência do prêmio salarial urbano, mas não a única. O que a teoria sugere, então, é que existem ganhos salariais mais elevados em áreas intensivas em capital humano e o prêmio salarial urbano tende a ser maior para os trabalhadores mais qualificados (HALFDANARSON *et al.*, 2008).

No estudo de Glaeser e Maré (2001) foi encontrado um retorno à educação de cerca de 7% nas cidades dos EUA. Ambos os retornos, à educação e à experiência, foram maiores em áreas metropolitanas. O prêmio urbano e o retorno à escolaridade foram superiores para os mais educados. Glaeser e Resseger (2009) incluíram a proporção de trabalhadores com ensino superior e identificaram uma queda de 25% no prêmio urbano. Logo, grande parte do prêmio seria o retorno à escolaridade elevada. O estudo seminal de Rauch (1993) estimou as externalidades positivas de capital humano local sobre os salários e a

produtividade. Os resultados mostraram que cada ano adicional na escolaridade média das áreas metropolitanas dos EUA levou a um aumento de 2,8% na produtividade dos fatores. O estudo de Abel e outros (2011), para as áreas metropolitanas dos EUA, identificou um efeito positivo da interação entre densidade e capital humano. A duplicação da densidade gerou um aumento de 9,7% na produtividade do trabalho. Essa relação variou de 13,4%, em as áreas de capital humano acima da média, para 4,8%, em áreas de baixo capital humano.

A revisão dos trabalhos teóricos e empíricos da literatura que integra Economia Urbana (prêmio salarial urbano) e Economia do Trabalho (externalidades do capital humano) sugere a existência de ganhos de aglomeração sobre os salários em áreas urbanas densas, mesmo após considerar a diversidade produtiva setorial, o tamanho das firmas, a heterogeneidade individual observada e não observada dos trabalhadores, as características do emprego e as amenidades locais. Esses ganhos são mais evidentes em áreas com grande proporção de trabalhadores com maior escolaridade. Portanto, existem evidências teóricas de que a educação atua ampliando os ganhos associados à localização em áreas urbanas densas.

### 3.2.1 Evidências Empíricas na Literatura Nacional

Os estudos sobre as desigualdades de renda no Brasil remontam à década de 1970. O trabalho seminal de Langoni (2005)<sup>2</sup> identificou a heterogeneidade educacional como fator estruturante para o comportamento da desigualdade de renda no Brasil. Estudos recentes mostram que, a partir de 2000, a queda na desigualdade de renda do país pode ser explicada, em parte, pela elevação da escolaridade da população e redução dos diferenciais salariais. No período mais recente surgiu uma nova literatura sobre as economias de aglomeração urbana no Brasil. Essa literatura identifica um prêmio salarial em áreas urbanas densas do país e contribui para a explicação do diferencial salarial persistente.

Os estudos recentes no Brasil reforçam as evidências sobre o papel da educação na determinação salarial, nos diferenciais no mercado de trabalho e na redução das desigualdades de renda. Dentre esses estudos, podem ser citados: Servo e Azzoni (2002), Barros e outros (2000), Menezes-Filho e outros (2007) e Silveira Neto e Azzoni (2004).

Para os municípios urbanos acima de cem mil habitantes, Falcão e Silveira Neto (2007) encontraram um ganho de 1,7% sobre os salários, oriundo do número de trabalhadores com ensino superior, entre 1991 e 2000. Campos e Silveira Neto (2009) estimaram um retorno à educação de 11,8% sobre os salários em municípios brasileiros acima de cem mil habitantes, em 2000. Barros e outros (2000) estimou que a desigualdade educacional representa cerca de 2/3 das fontes observadas da desigualdade salarial no Brasil. O impacto de um ano adicional de educação sobre os salários chega a 16% no Brasil, de acordo com o estudo. Menezes-Filho e outros (2007) mostrou que a expansão do ensino médio associada à queda nos retornos à educação reduziu a desigualdade salarial. Evidências de declínio nos retornos da educação no Brasil foram encontradas por Cruz e Naticchioni (2012). A diferença de retornos entre os mais educados e os menos educados também foi reduzida. As evidências no estudo de Silveira Neto e Azzoni (2004) indicaram que as características pessoais, ocupacionais e os custos de vida são mais importantes do que as amenidades locais para a explicação do diferencial de renda entre as regiões Nordeste e Sudeste. A educação apresentou a maior contribuição marginal para as desigualdades salariais entre as maiores áreas metropolitanas do Brasil, entre 17,6% e 31%, de 1992 a 1997 (SERVO; AZZONI, 2002).

Freguglia e Menezes-Filho (2012) mostrou que cerca de 63% da variabilidade de salários entre os estados brasileiros, entre 1995 e 2002, resultava de heterogeneidade individual não observada dos trabalhadores. No entanto, mesmo considerando as heterogeneidades individuais permaneceu um diferencial salarial. A variabilidade salarial foi maior nos níveis mais altos de escolaridade e experiência, sugerindo que as divergências restantes estariam relacionadas ao capital humano.

A persistência dos diferenciais salariais, após considerar o custo de vida, as habilidades observadas e não observadas e as características ocupacionais, sugeriu a existência de um efeito de localização sobre os salários no Brasil. Dentre os estudos existentes na literatura nacional, estão: Servo e Azzoni (2002); Campos e Silveira Neto (2009); Rocha e outros (2011); e Cruz e Naticchioni (2012). Servo e Azzoni

---

<sup>2</sup> Esta é a terceira edição do original de 1973.



(2002) revelaram uma contribuição marginal da residência em áreas metropolitanas para o diferencial salarial no Brasil entre 3% e 7,4%. Campos e Silveira Neto (2009) mostraram que, os indivíduos ocupados em áreas metropolitanas, em 2000, apresentaram ganhos de até 16% sobre os salários. Os resultados sugerem a existência de ganhos de aglomeração urbana (prêmio salarial) no Brasil.

Rocha e outros (2011) revelou um diferencial salarial de 9,4% para os trabalhadores das áreas metropolitanas do Brasil, entre 2000 e 2008, mesmo após o controle para as características observadas e não observadas individuais. Cruz e Naticchioni (2012) identificaram um prêmio salarial urbano de 22,8% para os trabalhadores de áreas metropolitanas do Brasil. Entre 2002 e 2009, este prêmio declinou para 17,4% nas áreas metropolitanas. Os resultados sugerem que a queda no prêmio urbano contribuiu para a redução da desigualdade do Brasil na última década. Uma evidência mais forte foi a redução nos ganhos dos trabalhadores da região Sudeste e aumento para os trabalhadores da região Centro-Oeste.

Os estudos no Brasil já levantaram evidências sobre os ganhos específicos em aglomerações urbanas, revelados nas áreas metropolitanas. O prêmio salarial urbano permaneceu significativo mesmo após o controle pelo custo de vida, características do emprego e atributos observáveis e não observáveis dos trabalhadores. Essas evidências incitam a investigação dos diferenciais de retorno à educação entre as áreas metropolitanas do Brasil, decorrentes da distribuição das economias de aglomeração. O objetivo deste trabalho é contribuir para a literatura nacional a partir da análise empírica da distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais, a partir dos retornos à educação dos trabalhadores formais do Brasil. Esse efeito será denominado de prêmio salarial urbano da educação.

#### **4. Base de Dados, Definição de Variáveis e Estratégia Empírica**

O banco de dados deste estudo é composto por uma amostra aleatória de 5% de microdados dos trabalhadores formais da base RAISMIGRA para o período de 1995 a 2008. A RAISMIGRA é uma ampla base de dados extraída dos registros administrativos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Essa base de dados permite acompanhar a trajetória geográfica, ocupacional e setorial do trabalhador, ao longo do tempo, no mercado de trabalho formal brasileiro. Essa característica tem a vantagem de possibilitar o uso de modelagem de dados em painel e o controle da regressão por efeitos não observáveis. A amostra inicial correspondeu a um painel que totalizou 11.085.844 observações associadas a 791.846 observações anuais dos trabalhadores. A amostra de interesse foi composta das seguintes variáveis: 1) Identificação: PIS fictício do trabalhador; 2) Geográficas: localização do trabalhador por município e região metropolitana; 3) Características do trabalhador: idade, sexo, escolaridade e experiência de trabalho; e 4) Características do emprego: setor de atividade econômica e tamanho do estabelecimento. Além dessas variáveis também foi extraída a remuneração do trabalhador. A remuneração utilizada será o número de salários mínimos recebidos pelo trabalhador no mês de dezembro de cada ano.

A partir da amostra inicial, foi necessário realizar o tratamento e a filtragem dos dados. Para corrigir possíveis problemas de erros de medida foram retirados os trabalhadores que apresentaram redução de escolaridade e variação na variável sexo ao longo do painel. Em seguida, foram retirados os trabalhadores com idade menor do que 18 anos, maior do que 65 anos e aqueles que apresentaram repetição da idade entre anos distintos do painel. O banco de dados final utilizado é composto por 4.665.388 observações, que corresponde a um painel balanceado com 333.242 trabalhadores. Em resumo, a amostra final contempla os trabalhadores do mercado de trabalho formal do Brasil, empregados em cada ano entre 1995 e 2008, com rendimento positivo e idade entre 18 e 65 anos<sup>3</sup>. Esses trabalhadores estão distribuídos espacialmente e aleatoriamente em todos os municípios brasileiros. A amostra utilizada apresentou uma representatividade similar à realidade do mercado de trabalho formal do Brasil dada pela RAIS-MTE.

Os salários nominais foram obtidos através da multiplicação da remuneração do trabalhador, em número de salários mínimos, pelo salário mínimo vigente em cada ano do painel. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foi

---

<sup>3</sup> Optou-se por trabalhar apenas com os indivíduos na faixa-etária considerada produtiva, entre 18 e 65 anos, seguindo alguns estudos da literatura, tais como Glaeser e Maré (2001), Silveira-Neto e Azzoni (2004) e Freguglia e Menezes-Filho (2012).

utilizado para deflacionar os salários, assumindo 2008 como o ano base. O IPCA é calculado pelo IBGE apenas para onze regiões metropolitanas do Brasil: Belém; Fortaleza; Recife; Salvador; São Paulo; Rio de Janeiro; Goiânia; Distrito Federal; Belo Horizonte; Curitiba e Porto Alegre. Desse modo, para deflacionar os valores nominais para todas as regiões metropolitanas, os índices foram extrapolados para os estados correspondentes. O critério de maior aproximação foi utilizado para os estados que não possuíam alguma das regiões metropolitanas contempladas no cálculo do índice<sup>4</sup>. Assim, o índice de preços de Belém foi extrapolado para os estados da região Norte, o de Fortaleza para o Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte, o de Recife para a Paraíba, Alagoas e Sergipe, o do Rio de Janeiro para o Espírito Santo, o de Curitiba para Santa Catarina e o de Goiânia para os estados do Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

Na RAISMIGRA, a variável educação é revelada pela distribuição de trabalhadores formais por grau de instrução. Para a inclusão da educação no painel foram definidos valores de 0 a 8 para os trabalhadores em cada ciclo de escolaridade, gerando uma variável discreta: analfabetos (0); até o 5º ano do ensino fundamental incompleto (1); 5º ano completo do ensino fundamental (2); do 6º ao 9º ano do ensino fundamental incompleto (3); ensino fundamental completo (4); ensino médio incompleto (5); ensino médio completo (6); ensino superior incompleto (7); e ensino superior completo (8).

A definição de região metropolitana adotada no trabalho segue a classificação do IBGE, a qual será adotada para definir as áreas urbanas densas. Foram identificadas 24 regiões metropolitanas no Brasil, na base de dados da RAISMIGRA: Belém, Macapá, São Luís, Fortaleza, Natal, Recife, Maceió, Salvador, Belo Horizonte, Vale do Aço, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Baixada Santista, Campinas, Curitiba, Londrina, Maringá, Florianópolis, Vale do Itajaí, Norte/Nordeste Catarinense, Porto Alegre, Goiânia e João Pessoa. Foram incluídas como características observáveis dos trabalhadores, que determinam os salários no mercado de trabalho: escolaridade em ciclos de estudo; idade (18-65 anos) e gênero. Como características do trabalho, foram incluídas: experiência (em meses, no mesmo vínculo), o tamanho da empresa e o setor de atividade. As categorias-base para as variáveis *dummies* de tamanho da empresa e setor foram as grandes empresas (58,3%) e a administração pública, defesa e seguridade social (45,9%).

O modelo adotado para estimar econometricamente o prêmio salarial urbano e os retornos à educação é baseado na especificação do Glaeser e Maré (2001). A forma funcional do modelo segue a equação salarial de Mincer (1974). Essa equação foi ampliada com variáveis explicativas adicionais. Além das variáveis de controle serão incluídas variáveis *dummies* de localização para o trabalhador formal das regiões metropolitanas brasileiras, visando à identificação do prêmio salarial em cada RM.

A literatura sobre a estimação de equação salarial admite a existência de atributos individuais não observados do trabalhador. São exemplos desses atributos a motivação, o esforço e a aptidão. Esses atributos podem determinar uma parte dos ganhos no mercado de trabalho e apresentar correlação com atributos observados incluídos no modelo, tais como a educação. Nesse caso, haveria problemas de endogeneidade da educação. O uso da modelagem de dados em painel permite tratar o possível viés de omissão da habilidade não observada. Esse tratamento é realizado através da estimação pelo método de efeitos fixos. Outro problema associado à equação salarial corresponde à possível endogeneidade da educação decorrente da simultaneidade. A literatura aponta para uma possível relação de causalidade mútua entre a educação e os salários. Embora muitos estudos utilizem variáveis instrumentais para estimar o retorno à educação<sup>5</sup>, não há um consenso na literatura sobre os instrumentos mais adequados para corrigir tal endogeneidade. Esta possível falha da especificação salarial associada à simultaneidade da educação não será abordada neste estudo.

Será aplicada estratégia econométrica, com base na modelagem de dados em painel. Para a estimação do modelo básico foram adotados três métodos específicos para dados em painel: o método de Mínimos Quadrados Ordinários Agrupado (*POLS*), Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA). A estratégia de identificação deste estudo consiste na adoção da modelagem de dados em painel para controlar a heterogeneidade individual e não observada dos trabalhadores. A heterogeneidade será considerada invariante no tempo. Essa estratégia permite controlar o viés de habilidade não observada, provável na estimação de equações salariais. Permite, ainda, a correção do problema de auto-seleção, associado à

<sup>4</sup> Este procedimento foi adotado com base em Freguglia (2007).

<sup>5</sup> Ver o trabalho de Halfdanarson e outros (2008).



atração dos trabalhadores mais habilitados para os grandes centros urbanos, que pode ser confundido com os ganhos de aglomeração. O objetivo será captar o verdadeiro prêmio salarial e retorno à educação para os trabalhadores formais das áreas metropolitanas do Brasil. O estimador de Efeitos Fixos reconhece a existência de correlação entre a heterogeneidade individual não observada e os regressores do modelo e permite encontrar estimativas não viesadas. O teste de Hausman será realizado para indicar a possível adequação do estimador de efeitos fixos frente ao estimador de efeito aleatório.

## 5. Resultados

Esta seção apresenta os procedimentos e resultados das estimações econométricas desenvolvidas no trabalho. Serão apresentados o modelo econométrico e as estatísticas descritivas da amostra utilizada no estudo. Em seguida, serão apresentados os resultados encontrados com as estimações econométricas.

### 5.1 Modelo e Especificações para a Estimação Econométrica

A partir do problema desta pesquisa, do referencial teórico e da metodologia apresentada, o modelo econométrico adotado para as estimações assume a seguinte equação minceriana estendida:

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \beta_1 educ_{it} + \beta_2 exp_{it} + \beta_3 exp_{it}^2 + \beta_4 idade_{it} + \beta_5 idade_{it}^2 + \beta_6 dsexo + \beta_7 dsetor_{it} + \beta_8 dtam\_emp_{it} + RM_{ikt}\alpha + RM_{ikt}educ_{it}\delta + T_t + c_i + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

Na equação (1),  $\ln(w_{it})$  é o logaritmo natural do salário real do trabalhador  $i$  no tempo  $t$  ( $t = 1995, \dots, 2008$ ),  $educ_{it}$  é a sua escolaridade em ciclos de estudo e  $exp_{it}$  a sua experiência de trabalho. A idade e experiência do trabalhador são inseridas em nível e na forma quadrática, conforme especificações da literatura. A variável  $dsexo$  é uma *dummy* de gênero do trabalhador,  $dsetor_{it}$  é um vetor de *dummies* para o setor de atividade do trabalhador,  $dtam\_emp_{it}$  é um vetor de *dummies* para o tamanho da empresa e  $T_t$  é um vetor de *dummies* de tempo. O vetor de *dummies* de localização,  $RM_{ikt}$ , é a variável que vai captar a magnitude do prêmio salarial urbano para os trabalhadores em cada RM ( $k = 1, 2, \dots, 24$ ), no tempo  $t$ . A variável explicativa de interesse é a interação entre a localização em cada RM e a escolaridade individual,  $RM_{ikt}educ_{it}$ . As demais variáveis servirão de controle para a equação salarial. As estimativas da interação serão empregadas para a identificação do verdadeiro retorno à educação nas RMs. As habilidades individuais não observáveis do trabalhador, consideradas na estimação por efeito fixo, são representadas pelo termo  $c_i$ . O termo de erro do modelo é definido por  $\varepsilon_{it}$ .

Serão utilizadas quatro especificações econométricas da equação (1), para cada um dos métodos de estimação, Mínimos Quadrados Agrupado (*POLS*), Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA):

- Características observadas dos trabalhadores (idade, quadrado da idade, sexo, escolaridade, experiência e quadrado da experiência) e uma variável *dummy* de localização ( $drm = 1$  para os trabalhadores das áreas metropolitanas);
- Características observadas dos trabalhadores e vinte e quatro variáveis *dummies* das áreas metropolitanas do Brasil ( $RM_{ikt}$ );
- Características observadas dos trabalhadores, características do emprego (setor e tamanho da empresa) e vinte e quatro variáveis *dummies* das áreas metropolitanas do Brasil ( $RM_{ikt}$ );
- Características observadas dos trabalhadores e do emprego e vinte e quatro termos de interação entre as *dummies* das áreas metropolitanas e a escolaridade do trabalhador ( $RM_{ikt}educ_{it}$ ).

Todas as especificações incluem treze *dummies* de tempo (1996-2008), para lidar com possíveis efeitos cíclicos na economia brasileira no período analisado. O ano de 1995 foi assumindo como o período base nas regressões.

### 5.2 Características da Amostra

A Tabela 1, a seguir, apresenta as estatísticas descritivas básicas das variáveis na amostra. Trata-se de um painel balanceado com 333.242 informações anuais (1995-2008).

Tabela 1 - Estatísticas descritivas de variáveis na amostra (1995-2008)

| Variável | Amostra das RMs |           |       |            | Amostra sem RMs |           |       |            |
|----------|-----------------|-----------|-------|------------|-----------------|-----------|-------|------------|
|          | Média           | Desvio    | Min.  | Max.       | Média           | Desvio    | Min.  | Max.       |
| exp      | 148,44          | 89,92     | 0     | 678,80     | 140,57          | 85,89     | 0     | 599,90     |
| exp2     | 30.120,09       | 31.755,63 | 0     | 460.769,40 | 27.137,87       | 29.020,73 | 0     | 359.880,00 |
| idade    | 40,38           | 8,60      | 18    | 65         | 39,41           | 8,61      | 18    | 65         |
| idade2   | 1.704,18        | 708,35    | 324   | 4.225      | 1.627,59        | 697,90    | 324   | 4.225      |
| n_salar  | 8,87            | 9,98      | 0,3   | 556,29     | 6,41            | 8,41      | 0,30  | 473,77     |
| salário  | 1.898,07        | 2.424,03  | 30,00 | 100.132,20 | 1.384,39        | 2.063,24  | 30,00 | 94.754,00  |
| sal_real | 2.630,35        | 3.001,02  | 66,37 | 153.731,30 | 1.926,45        | 2.586,12  | 69,50 | 130.625,50 |
| ln_wreal | 7,46            | 0,88      | 4,20  | 11,94      | 7,10            | 0,91      | 4,24  | 11,78      |
| educ     | 5,59            | 2,14      | 0     | 8          | 4,84            | 2,27      | 0     | 8          |
| dsexo    | 0,45            | 0,50      | 0     | 1          | 0,41            | 0,49      | 0     | 1          |
| drm      | 1,00            | 0,00      | 1     | 1          | 0               | 0         | 0     | 0          |
| emp_p    | 0,18            | 0,38      | 0     | 1          | 0,27            | 0,45      | 0     | 1          |
| emp_m    | 0,16            | 0,37      | 0     | 1          | 0,26            | 0,44      | 0     | 1          |
| emp_g    | 0,66            | 0,47      | 0     | 1          | 0,47            | 0,50      | 0     | 1          |

Fonte: Elaboração própria, 2012, a partir de BRASIL/RAISMIGRA, 2010

A maior parte dos trabalhadores é do sexo masculino (57%), pertencente à faixa etária entre 40-65 anos (50,9%), com ensino médio completo (29,4%), ocupado em empresas grandes (58%) e do setor de administração pública, defesa e seguridade social (46%). Nas regiões metropolitanas, também foi revelada uma predominância dos trabalhadores do sexo masculino (55%), entre 40-65 anos (52,8%), com ensino médio completo (29,1%), de empresas grandes (66%) e da administração pública (48%).

### 5.3 Prêmio Salarial Urbano nas Regiões Metropolitanas do Brasil

Este trabalho apresenta três principais resultados de interesse. O primeiro resultado de interesse será denominado efeito de localização, deve indicar como as economias de aglomeração de cada região metropolitana afetam os salários dos trabalhadores formais. Se esse efeito for positivo, existe um prêmio salarial urbano na região metropolitana correspondente. O segundo resultado de interesse é o efeito das economias de aglomeração sobre o retorno salarial da educação. Se esse efeito for positivo será definido como o prêmio salarial urbano da educação. O último resultado de interesse é o retorno salarial à educação em cada região metropolitana, denominado de retorno local à educação. Esse retorno é obtido a partir da soma do parâmetro estimado da variável educação, mais o parâmetro estimado da interação entre a variável educação e a variável *dummy* de localização, para cada região metropolitana. O resultado do teste de Hausman indicou a rejeição da hipótese nula de que não existe diferença sistemática nos coeficientes estimados, uma evidência contra o estimador de efeitos aleatórios. Dessa forma, o melhor estimador é o de efeitos fixos. Este resultado é compatível com as evidências na literatura empírica para as equações salariais.

Dada a amplitude do painel construído é possível notar que a maioria das estimativas foi estatisticamente significativa ao nível de 1%. No geral, os resultados apresentaram os sinais esperados de acordo com a literatura apresentada neste trabalho. As características específicas dos trabalhadores formais, ou atributos observados (idade, gênero e experiência), foram significantes. As estimativas da idade e experiência apresentaram efeitos positivos sobre os salários reais. Tanto a experiência quanto a idade devem afetar os salários de maneira não linear. A inclusão da forma quadrática dessas variáveis revelou uma redução nas estimativas dos parâmetros sugerindo a tendência dos salários crescerem a taxas decrescentes de acordo com a idade e a experiência. As mulheres receberam salário real que estava entre 35% e 55% abaixo dos salários reais dos homens no mercado de trabalho formal do Brasil. Considerando que o modelo de efeitos fixos se mostrou o mais indicado, foi identificado um aumento dos salários reais de 3,7% com a idade e 0,05% com a experiência, no período analisado (1995-2008).

Para as características do emprego, os resultados mostraram que empresas de maior tamanho pagam salários mais altos. Empresas pequenas ofereceram salários cerca de 11,4% a 29,5% menores do que as grandes empresas, enquanto as empresas médias revelaram salários cerca de 4,4% a 6,4% menores. Por

outro lado, tomando o setor de administração pública, defesa e seguridade social como referência, 12 dentre 16 setores apresentaram estimativas significantes e efeitos positivos sobre os salários em todas as especificações. O setor com maior efeito positivo sobre os salários, em relação ao setor base, foi o de intermediação financeira, seguros, previdência complementar e serviços relacionados, com ganhos entre 18,1% (EF) e 86,5% (POLS). O setor com maior perda salarial foi o de alojamento e alimentação, entre -4,2% (EF) e -6,9% (EA).

O retorno à educação no Brasil, por ciclos de escolaridade, foi positivo e significativo em todas as especificações. As estimativas do retorno à educação variaram entre 19% a 21,2% e 5% a 5,6% nas regressões por *POLS* e EA, respectivamente, para cada ciclo educacional. Nas estimações de EF, o retorno à educação foi aproximadamente 1,6%. Grande parte do retorno à educação desapareceu após o controle dos efeitos fixos. Os resultados indicaram a existência de um prêmio salarial urbano para trabalhadores formais das regiões metropolitanas do Brasil em todas as especificações, mesmo descontando as variações de preços no período de 1995-2008. O prêmio urbano foi cerca de 21% por *POLS*, 9,7% por EA e reduziu para quase 3% na estimação por efeitos fixos. Consistente com as evidências da literatura, grande parte do aumento salarial atribuído às áreas urbanas densas do Brasil parece decorrer da heterogeneidade individual não observada dos trabalhadores formais, que é retirada com o estimador de efeitos fixos. No entanto, ainda existe um diferencial salarial positivo. Isso reforça as evidências da literatura sobre a existência de ganhos de aglomeração no país. Os resultados sugerem um maior efeito isolado da aglomeração (3%) sobre os salários reais do que a educação. No entanto, a substancial redução nas estimativas de ambos os determinantes salariais (prêmio urbano e educação) após o controle dos efeitos fixos, reforça as evidências da significativa contribuição das habilidades individuais não observadas para os ganhos revelados no mercado de trabalho formal do país.

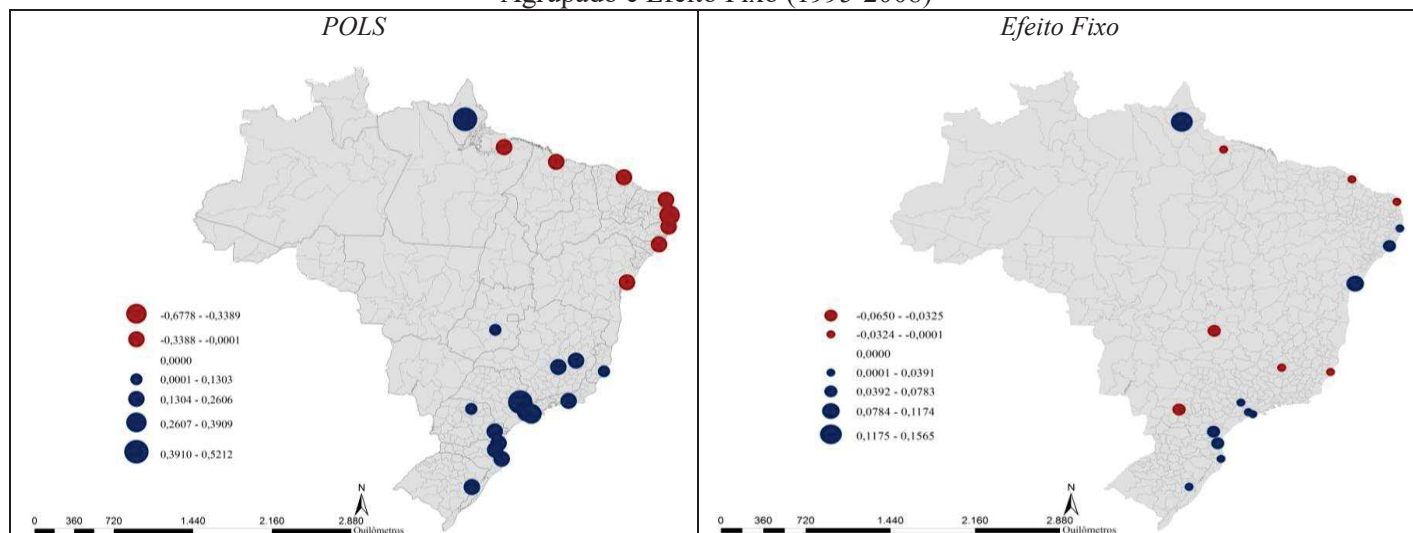
Apenas 15 RMs do Brasil apresentaram ganhos de aglomeração (prêmio salarial urbano), após controle pelas características observadas dos trabalhadores formais e do emprego, na estimação por *POLS*. Na estimação por EF somente 11 apresentaram prêmio salarial urbano. Na estimação por *POLS* os maiores prêmios urbanos foram das RMs de Macapá (52,1%), Campinas (39,7%) e São Paulo (37,1%) e o menor foi o de Vitória (6,4%). Na regressão por EF, os maiores prêmios estavam nas RMs de Macapá (15,6%) e Salvador (10,6%) e o menor ficou com a Baixada Santista (1,7%). Após o controle dos efeitos fixos houve uma redução significativa do prêmio salarial urbano em 8 das 15 RMs: Macapá (de 52,1% para 15,6%); Campinas (de 39,7% para 2,2%); São Paulo (de 37,1% para 1,9%); Baixada Santista (de 34,7% para 1,7%); Curitiba (de 22,6% para 4,8%); Porto Alegre (de 22,2% para 3,3%); Florianópolis (de 21,6% para 3,8%) e Norte/Nordeste Catarinense (de 17,4% para 4,3%). O aparente prêmio urbano desapareceu em três RMs, Belo Horizonte (de 25,3% para -0,74%), Goiânia (de 10,2% para -6,5%) e Vitória (de 6,4% para -2,2%), e a localização passou a afetar negativamente os salários reais. O prêmio das RMs do Rio de Janeiro, Vale do Aço, Vale do Itajaí e Londrina perde a significância na estimação por efeito fixo.

As evidências sugerem que grande parte do ganho salarial atribuído à aglomeração seria na verdade o retorno às habilidades não observadas. Isso sugere que as habilidades não observadas respondem por grande parte dos ganhos salariais nas regiões mais dinâmica do país. Se essa relação for verdadeira, a hipótese da atração de trabalhadores de maior habilidade para as cidades somente seria adequada no Brasil para as regiões mais dinâmicas, em particular no mercado de trabalho formal das regiões Sul e Sudeste. Por esse motivo, os resultados para essas áreas estão de acordo com a hipótese da literatura de que o prêmio salarial urbano representa as habilidades não observadas dos trabalhadores. Por outro lado, três RMs que apresentavam um efeito de localização negativo (*POLS*) passaram a revelar um prêmio salarial urbano na estimação por EF: Salvador (de -5,3% para 10,6%); Recife (de -10,2% para 1,8%) e Maceió (de -13,1% para 4,9%). As evidências sobre o surgimento do prêmio urbano após o controle dos efeitos fixos sugerem que em 3 das 7 RMs da região Nordeste as heterogeneidades não observadas dos trabalhadores formais não favorecem os ganhos no mercado de trabalho urbano. Inversamente, em 13 das 14 RMs das regiões Sul e Sudeste, o controle dos efeitos fixos reduziu ou eliminou o aparente prêmio.

Nessas condições, grande parte dos ganhos salariais de aglomeração, associados à localização nas regiões metropolitanas das regiões Sul e Sudeste, representa o retorno aos melhores atributos não observados dos trabalhadores formais destes locais. Os resultados sugerem a ausência de prêmio salarial

urbano nas RMs de Belém, Fortaleza, Natal, João Pessoa, São Luís e Maringá. A Figura 4 mostra o padrão regional do efeito de localização sobre os salários nas regiões metropolitanas do Brasil, nas estimações por *POLS* e EF. Na cor azul estão as regiões metropolitanas que apresentaram um prêmio salarial urbano ou efeito de localização positivo sobre os salários.

Figura 4 – Efeito de localização sobre os salários reais nas regiões metropolitanas do Brasil: estimacão por MQO Agrupado e Efeito Fixo (1995-2008)



Fonte: Elaboração própria, 2012

Os resultados das estimacões revelaram a existência de um verdadeiro prêmio salarial urbano em 11 RMs do Brasil mesmo descontando as variações de preços e as habilidades individuais não observadas dos trabalhadores formais. Dessas RMs, 3 são da região Nordeste, 1 é da região Norte, 3 são da região Sudeste e 4 são da região Sul. As evidências nesta seção sugerem a concentração dos ganhos de aglomeração urbana nas regiões metropolitanas das regiões Sul e Sudeste do Brasil. No entanto, as maiores magnitudes do prêmio salarial foram reveladas nas regiões Norte e Nordeste. A distribuição espacial desses ganhos deve revelar se os efeitos da aglomeração afetam indistintamente os retornos à educação do trabalhador formal em cada região metropolitana do país. Essa relação será analisada na próxima seção.

#### 5.4 Evidências da Distribuição Espacial dos Efeitos de Aglomeração e Retornos à Educação no Brasil

Embora a proporção de trabalhadores de escolaridade mais elevada seja maior nas áreas metropolitanas, existe uma distribuição heterogênea desses trabalhadores entre as regiões. A distribuição espacial do prêmio salarial urbano e seu efeito sobre os retornos à educação no mercado de trabalho formal, em cada região metropolitana, são apresentados na Tabela 3. Com base na terceira coluna da Tabela 3, em 15 das 24 RMs houve efeitos positivos da interação entre aglomeração e escolaridade individual, na estimacão por *POLS*. Após o controle dos efeitos fixos 10 RMs revelaram efeitos positivos, quinta coluna da Tabela. Essa relação representa o prêmio salarial urbano da educação, que define o efeito positivo da localização sobre o retorno à educação. Após o controle pelas características observadas e não observadas dos trabalhadores formais e pelas características do trabalho, os ganhos de aglomeração favoreceram os retornos à educação nas RMs de Macapá (2,3%), João Pessoa (1,8%), Salvador (1,6%), Florianópolis (1,5%), Goiânia (0,8%), Maceió (0,6%), Curitiba (0,6%), São Luís (0,5%), Porto Alegre (0,4%) e Belém (0,4%).



Tabela 3 - Prêmio salarial urbano e retornos à educação nas RMs do Brasil: 1995-2008

| Região Metropolitana | Variável dependente: $\ln w$ (log. natural do rendimento real) |                      |                   |                      |                                |
|----------------------|----------------------------------------------------------------|----------------------|-------------------|----------------------|--------------------------------|
|                      | $\alpha$ (prêmio)                                              | $\delta$ (educ x RM) | $\alpha$ (prêmio) | $\delta$ (educ x RM) | $Educ = \beta_{educ} + \delta$ |
|                      | POLS (III)                                                     | POLS (IV)            | EF (XI)           | EF (XII)             | EF (XII)                       |
| 1. Baixada Santista  | 0,3470*                                                        | 0,0471*              | 0,0169**          | -0,0088*             | 0,0072                         |
| 2. Belém             | -0,1940*                                                       | -0,0229*             | -0,0307*          | 0,0040*              | 0,0199                         |
| 3. Belo Horizonte    | 0,2533*                                                        | 0,0378*              | -0,0074**         | -0,0082*             | 0,0078                         |
| 4. Campinas          | 0,3970*                                                        | 0,0660*              | 0,0223*           | -0,0011***           | 0,0148                         |
| 5. Curitiba          | 0,2257*                                                        | 0,0365*              | 0,0485*           | 0,0058*              | 0,0218                         |
| 6. Florianópolis     | 0,2157*                                                        | 0,0317*              | 0,0385*           | 0,0148*              | 0,0308                         |
| 7. Fortaleza         | -0,2530*                                                       | -0,0324*             | -0,0268*          | -0,0021**            | 0,0139                         |
| 8. Goiânia           | 0,1024*                                                        | 0,0155*              | -0,0650*          | 0,0078*              | 0,0238                         |
| 9. João Pessoa       | -0,6778*                                                       | -0,1070*             | -0,0002           | 0,0183*              | 0,0342                         |
| 10. Londrina         | 0,0872*                                                        | 0,0130*              | -0,0119           | -0,0027**            | 0,0132                         |
| 11. Macapá           | 0,5212*                                                        | 0,0826*              | 0,1565*           | 0,0230*              | 0,0389                         |
| 12. Maceió           | -0,1313*                                                       | -0,0167*             | 0,0497*           | 0,0060*              | 0,0220                         |
| 13. Maringá          | -0,0043                                                        | 0,0001               | -0,0623*          | -0,0085*             | 0,0075                         |
| 14. Natal            | -0,2169*                                                       | -0,0340*             | -0,0262*          | -0,0056*             | 0,0104                         |
| 15. N/NE Catarinense | 0,1736*                                                        | 0,0261*              | 0,0435*           | -0,0021              | -                              |
| 16. Porto Alegre     | 0,2218*                                                        | 0,0335*              | 0,0329*           | 0,0038*              | 0,0197                         |
| 17. Recife           | -0,1017*                                                       | -0,0098*             | 0,0181*           | -0,0009              | -                              |
| 18. Rio de Janeiro   | 0,1629*                                                        | 0,0268*              | -0,0032           | -0,0049*             | 0,0111                         |
| 19. Salvador         | -0,0527*                                                       | -0,0053*             | 0,1063*           | 0,0158*              | 0,0318                         |
| 20. São Luís         | -0,1929*                                                       | -0,0364*             | -0,0061           | 0,0054*              | 0,0214                         |
| 21. São Paulo        | 0,3712*                                                        | 0,0582*              | 0,0189*           | -0,0042*             | 0,0118                         |
| 22. Vale do Aço      | 0,1485*                                                        | 0,0238*              | 0,0058            | -0,0159*             | 9,5E-06                        |
| 23. Vale do Itajaí   | 0,1321*                                                        | 0,0162*              | -0,0028           | -0,0164*             | -0,0005                        |
| 24. Vitória          | 0,0640*                                                        | 0,0127*              | -0,0220*          | -0,0103*             | 0,0056                         |

Fonte: Elaboração própria, 2012, a partir de BRASIL/RAISMIGRA, 1995 a 2008. Resultados obtidos por meio do *software Stata 12*. Notas: \*significante a 1%; \*\*significante a 5%; \*\*\*significante a 10%

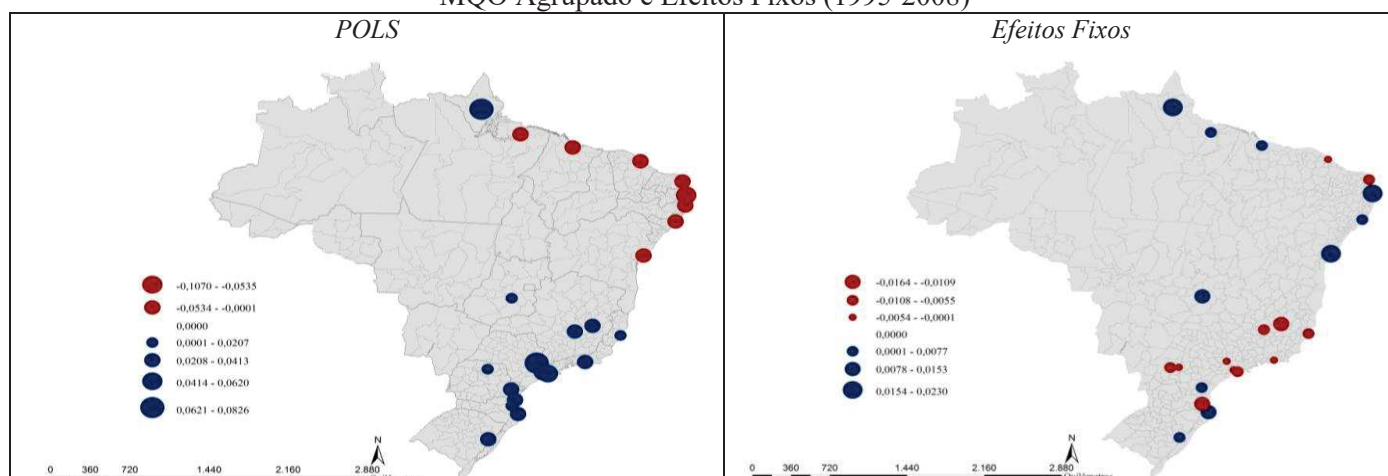
No período considerado no estudo, entre 1995 e 2008, a RM de Macapá apresentou o maior ganho salarial de localização e reforço do retorno à escolaridade. Embora o controle por EF tenha reduzido substancialmente o prêmio salarial urbano nessa área da região Norte, ela ainda conservou um alto ganho de localização. Esses resultados sugerem que os ganhos de aglomeração na RM de Macapá não seriam decorrentes somente da atração de trabalhadores mais habilitados. Cabe ressaltar que, em 2009, a RM de Macapá possuía a maior proporção de trabalhadores formais nos altos ciclos de escolaridade (ensino médio completo ou superior completo e incompleto) em comparação com as demais RMs: 70,6%. O elevado nível do capital humano local permite concluir que os efeitos de aglomeração urbana são ampliados nessa área. Os resultados sugerem que as áreas de capital humano elevado reforçam ou geram os ganhos de aglomeração, o que é compatível com a teoria apresentada. As RMs de Belém, João Pessoa e São Luís, que não apresentavam prêmio salarial, revelaram efeitos positivos da aglomeração sobre a educação. A proporção de trabalhadores formais com ensino médio completo ou superior (completo e incompleto) nessas RMs estava acima da média nacional, em 2009 (55,8%): 59,4% na RM de Belém, 57,8% na RM de João Pessoa e 69,5% na RM de São Luís. Isso sugere que os ganhos de aglomeração nas áreas das regiões Norte e Nordeste estariam associados aos trabalhadores de maior escolaridade.

Por outro lado, não foi encontrado efeito positivo da aglomeração sobre a educação do trabalhador formal nas regiões metropolitanas da região Sudeste. Apesar do prêmio salarial urbano, a RM de São Paulo, grande centro econômico do Brasil, não reforçou os ganhos com a escolaridade. As RMs de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte apresentaram uma leve tendência à redução dos ganhos com a escolaridade, representando uma perda salarial de -0,4%, -0,5% e -0,8%, respectivamente. Desse modo, para a amostra deste estudo foi apresentado um movimento mais favorável das economias de aglomeração urbana no mercado de trabalho formal das regiões Norte e Nordeste, que atuou reforçando os ganhos com a educação. A Figura 5 apresenta o padrão regional desse efeito de aglomeração sobre o



retorno à educação nas regiões metropolitanas do Brasil, nas estimações por *POLS* e EF. As regiões metropolitanas que apresentaram prêmio salarial urbano da educação estão representadas pela cor azul.

Figura 5 – Efeito da aglomeração sobre o retorno à educação nas regiões metropolitanas do Brasil: estimação por MQO Agrupado e Efeitos Fixos (1995-2008)

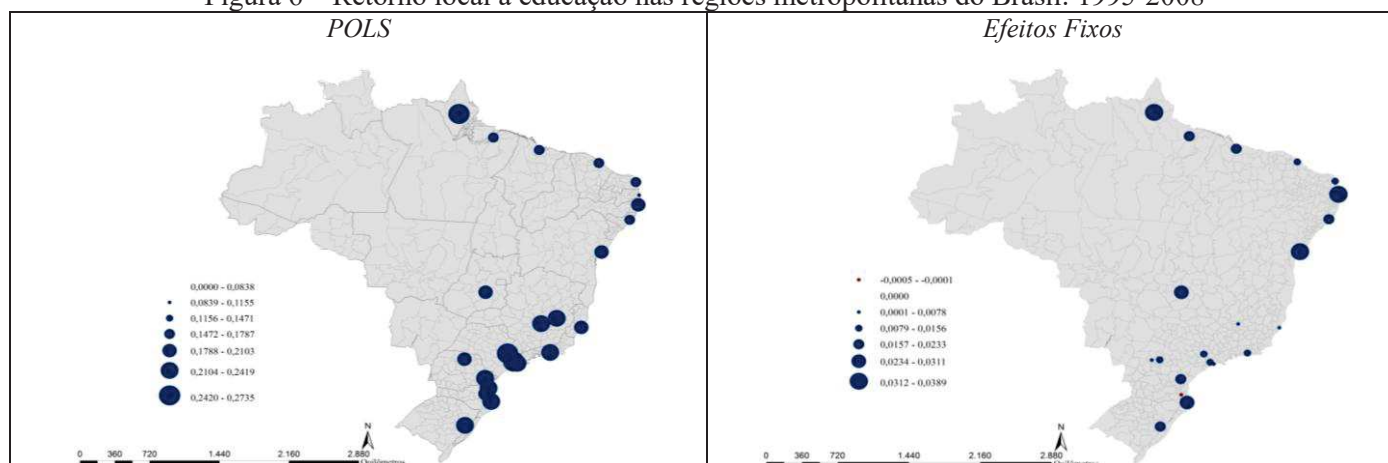


Fonte: Elaboração própria, 2012

Para encontrar o retorno local à educação em cada região metropolitana foi identificado o efeito marginal da educação sobre o salário na especificação do modelo de EF. Esse efeito deve considerar a soma da estimativa do retorno individual à educação no mercado de trabalho formal do Brasil ( $\hat{\beta}_1 = 0,0159$ ) com o efeito das economias de aglomeração sobre o retorno salarial da educação em cada região metropolitana ( $\hat{\delta}$ ). A última coluna da Tabela 3 apresenta o retorno local à educação para cada região metropolitana do Brasil, ao considerar as estimativas por EF.

Ao considerar as 22 RMs que apresentaram estimativas significantes da interação (*educ x RM*), o retorno local à educação foi positivo em 20 delas. O retorno local à educação superou o retorno médio no mercado de trabalho formal do Brasil, que é de 1,6%, em 10 RMs: Macapá (3,9%), João Pessoa (3,4%), Salvador (3,2%), Florianópolis (3,1%), Goiânia (2,4%), Maceió (2,2%), Curitiba (2,2%), São Luís (2,1%), Belém (2%) e Porto Alegre (2%). Os maiores retornos à educação das RMs de Macapá, Salvador e João Pessoa corresponderam a mais do que o dobro do retorno médio nacional. Dentre as 10 RMs com retornos à escolaridade acima da média nacional, quatro são da região Nordeste, três da região Sul, uma da região Centro-Oeste e duas da região Norte. Todas as áreas metropolitanas da região Sudeste apresentaram retorno à escolaridade abaixo da média nacional e os menores ganhos salariais com a educação, para o trabalhador formal, pertenceram a esta região. O padrão regional do retorno local à educação nas regiões metropolitanas do Brasil está representado na Figura 6.

Figura 6 – Retorno local à educação nas regiões metropolitanas do Brasil: 1995-2008



Fonte: Elaboração própria, 2012

É possível que a maior oferta relativa de trabalhadores com ensino superior (completo ou incompleto) na região Sudeste explique os menores retornos à evolução nos ciclos escolares. A literatura nacional apontou que a região Nordeste apresenta os maiores retornos à educação, tendo em vista sua escassez relativa de níveis mais altos de instrução. Desse modo, a educação pode ser o principal fator local através do qual os trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste aproveitariam os benefícios das economias de aglomeração existentes. Os resultados de Rocha e outros (2011) apontaram a existência de ganho salarial de aglomeração para os trabalhadores com formação universitária. No entanto, evidências de queda nos retornos à educação que contribuíram para a redução dos diferenciais regionais de salários foram identificadas na literatura nacional (MENEZES-FILHO *et al.*, 2007; CRUZ; NATICCHIONI, 2012). No estudo de Cruz e Naticchioni (2012) foi revelado um declínio no retorno ao ensino superior entre 2002 e 2009. Dada a maior proporção de trabalhadores com ensino superior nas regiões Sul e Sudeste do país, essa queda nos retornos possivelmente estaria explicando as estimativas encontradas neste trabalho que revelaram retornos à escolaridade do trabalhador formal abaixo da média nacional, particularmente na região Sudeste.

Os resultados deste estudo sugerem que as economias de aglomeração existentes nas áreas metropolitanas do Brasil têm favorecido mais intensamente os retornos à educação dos trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste. As estimativas encontradas em algumas áreas metropolitanas destas regiões superaram as encontradas para as áreas mais dinâmicas das regiões Sul e Sudeste do país. No entanto, os resultados também sugeriram a atração de trabalhadores formais mais habilitados para as regiões do Centro-Sul do país. Desse modo, nas regiões do Centro-Sul grande parte dos ganhos de aglomeração pode estar associada à presença de trabalhadores formais com melhores atributos não observados. Nessas condições, os resultados identificaram uma distribuição espacial dos ganhos de aglomeração, que favorece as regiões mais pobres do país e eleva os ganhos salariais com a educação nas regiões Norte e Nordeste.

## 6. Considerações Finais

O objetivo deste trabalho foi analisar a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais de salários, a partir dos retornos à educação no mercado de trabalho formal do Brasil. Esse retorno diferenciado da educação foi considerado como o prêmio salarial urbano da educação. O referencial teórico e empírico mostrou que existe um prêmio salarial associado à densidade urbana e às economias de aglomeração, o qual seria ampliado em áreas de capital humano qualificado.

Os resultados mostraram que a educação, experiência e idade afetam positivamente os salários. A contribuição da idade e experiência para os salários declina com o tempo. As mulheres e os trabalhadores de empresas menores ganham menos. Existe um verdadeiro prêmio salarial urbano de 3% para os trabalhadores formais das áreas metropolitanas do Brasil, após controlar a heterogeneidade individual não observada e as características observadas do trabalhador e do emprego. Esse resultado se aproxima das evidências empíricas encontradas em Glaeser e Maré (1994; 2001), que identificaram um prêmio de 3-4% para os trabalhadores das áreas metropolitanas dos EUA, após o controle das habilidades não observadas. No entanto, o prêmio salarial não foi identificado em todas as 24 regiões metropolitanas do Brasil.

Após o controle para os atributos não observados dos trabalhadores formais, 11 áreas metropolitanas apresentaram um prêmio urbano. Esse resultado sugeriu que o aparente ganho de aglomeração seria o retorno às habilidades não observadas do trabalhador formal, particularmente nas regiões do Centro-Sul do país, o que corrobora com a abordagem do prêmio urbano representando as habilidades omitidas. Das 11 regiões metropolitanas com prêmio urbano, 7 foram das regiões Sul e Sudeste. Os maiores prêmios foram localizados nas regiões metropolitanas de Macapá e Salvador, representando ganhos salariais de 15,6% e 10,6%, respectivamente. Ao considerar as habilidades não observadas dos trabalhadores formais, o retorno à educação do Brasil foi 1,6%. Foi identificado um prêmio salarial urbano da educação em 10 regiões metropolitanas, 4 delas na região Nordeste, 3 na região Sul, 2 na região Norte e 1 na região Centro-Oeste. O efeito da interação entre educação e localização, nas regiões metropolitanas, evidenciou retornos à educação maiores nas RMs das regiões Norte e Nordeste. O retorno local à educação superou o retorno do Brasil em 10 áreas metropolitanas, que tinham apresentado um prêmio salarial urbano da

educação. As maiores magnitudes do retorno local à educação do trabalho formal foram observadas nas regiões metropolitanas de Macapá (3,9%) e João Pessoa (3,4%).

O retorno local à educação nas RMs da região Sudeste esteve abaixo do retorno do Brasil. No entanto, os ganhos de aglomeração reforçaram os retornos à educação das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste (Goiânia). Nessas condições, a distribuição espacial dos benefícios de aglomeração sobre os ganhos salariais associados à educação favoreceu particularmente as regiões Norte e Nordeste do Brasil. Esse resultado corrobora com a abordagem das externalidades de capital humano como explicação do prêmio salarial urbano nessas regiões. Por outro lado, tanto as atividades produtivas dessas regiões podem requerer poucas habilidades dos trabalhadores, quanto as externalidades positivas da aglomeração podem ser menores. Nessas condições, a educação pode ser a única fonte de ganhos de produtividade e salários nas regiões Norte e Nordeste. Foi apresentada uma concentração espacial do prêmio salarial em torno das regiões Sul e Sudeste. Isso sugere que estas regiões se beneficiam conjuntamente e de forma integrada das fontes de economias de aglomeração. Exemplos dessas fontes seriam os *spillovers* de conhecimento, as maiores possibilidades de *matching*, o acesso facilitado a fornecedores e consumidores e a concentração de empresas produtivas e de alta tecnologia. Por sua vez, as regiões do Centro-Sul do Brasil podem oferecer maiores externalidades de aglomeração associadas à diversidade produtiva e tecnológica existente. Dessa forma, a atração de trabalhadores formais mais habilidosos e produtivos para pode refletir a existência de uma demanda especializada, que gera maiores retornos a esses atributos.

As evidências para os trabalhadores formais das regiões Norte e Nordeste sugeriram ganhos salariais de aglomeração associados às externalidades da educação. Nas regiões do Centro-Sul do Brasil, os resultados mostraram que essas regiões seriam mais beneficiadas com a concentração de trabalhadores habilidosos do que com os efeitos da aglomeração sobre a educação. Portanto, o padrão regional da distribuição dos ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação no mercado de trabalho formal não favoreceu as áreas mais dinâmicas do Brasil. Esse padrão foi mais favorável às áreas metropolitanas das regiões Norte e Nordeste, que ampliaram o retorno à educação a partir dos ganhos de aglomeração. Ao considerar os resultados encontrados, é possível que os ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação contribuam para a redução das desigualdades salariais no mercado de trabalho formal entre as regiões do Brasil. Nessas condições, políticas públicas para as regiões Norte e Nordeste devem levar em consideração a importância da educação para o aproveitamento dos benefícios de densidade urbana.

Algumas possíveis extensões deste trabalho foram identificadas. Uma extensão seria avaliar como os ganhos de aglomeração urbana se distribuem setorialmente entre as regiões metropolitanas do Brasil, particularmente nas regiões que reforçaram o retorno à educação. Por fim, outra questão que pode ser investigada é se existe uma distribuição uniforme dos ganhos de aglomeração para os trabalhadores em cada ciclo de escolaridade entre as regiões metropolitanas do país.

## REFERÊNCIAS

ABEL, J. R.; DEY, I. ; GABE, T. M. **Productivity and the density of human capital**. New York: Federal Reserve Bank of, sept. 2011 (Revised). (Staff Reports, n. 440).

BARROS, R. P. de; HENRIQUES, R. ; MENDONÇA, R. Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 740 p.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego - MTE. **Programa de disseminação de estatísticas do trabalho (PDET). Orientações para uso: Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)**. 2010. Disponível em: <[http://www.mte.gov.br/pdet/o\\_pdet/reg\\_admin/rais/apres\\_rais.asp](http://www.mte.gov.br/pdet/o_pdet/reg_admin/rais/apres_rais.asp)>. Acesso em: 2 maio 2012.

\_\_\_\_\_. **Programa de disseminação de estatísticas do trabalho (PDET). Orientações para uso: Relação Anual de Informações Sociais - Migração (RAISMIGRA)**. 2010. Disponível em: <[http://www.mte.gov.br/pdet/o\\_pdet/produtos/BD\\_estatisticas.asp#raismigra](http://www.mte.gov.br/pdet/o_pdet/produtos/BD_estatisticas.asp#raismigra)>. Acesso em: 2 maio 2011.

CAMPOS, F. M.; SILVEIRA NETO, R. da M. A importância da dimensão do mercado de trabalho para os diferenciais de participação e salários entre gêneros: uma análise empírica para os centros urbanos

brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 37, 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2009.

CRUZ, B. O.; NATICCHIONI, P. Falling urban wage premium and inequality trends: evidence for Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 40. 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais...** Porto de Galinhas: ANPEC, 2012.

FALCÃO, N.; SILVEIRA NETO, R. Concentração espacial de capital humano e externalidades: o caso das cidades brasileiras. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 35. 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007.

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES-FILHO, N. A. Inter-regional and inter-industry wage differentials with individual heterogeneity: estimates using brazilian data. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 35. 2007, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: ANPEC, 2007.

\_\_\_\_\_. Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity. **The Annals of Regional Science**, v. 49, n.1, p. 17-34, aug., 2012.

GLAESER, E. ; MARÉ. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.

\_\_\_\_\_. Cities and skills. **National Bureau of Economic Research**, 1994. (NBER Working Papers, n. 4728).

GLAESER, E. ; RESSEGER, M. G. The complementarity between cities and skills. **National Bureau of Economic Research**, 2009. (NBER Working Papers, n. 15103).

HALFDANARSON, B. ; HEUERMANN, D. F. ; SÜDEKUM, J. Human capital externalities and the urban wage premium: two literatures and their interrelations. **Discussion Paper The Institute for the Study of Labor (IZA)**, n. 3493, may 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**. Rio de Janeiro, v.31, p.1-135, 2011.

\_\_\_\_\_. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/snipc/tabelaIPCA.asp?o=3&i=P>>. Acesso em: 5 maio 2012.

\_\_\_\_\_. **Sinopse preliminar do censo demográfico**. 2010. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/sinopse/sinopse\\_tab\\_zip.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/sinopse/sinopse_tab_zip.shtm)>. Acesso em: 17 out. 2012.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA. **Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: IPEA, 2006.

LANGONI, C. G. **Distribuição de renda e desenvolvimento econômico no Brasil**. 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2005. 280p.

MENEZES-FILHO, N. A. ; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P. de; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: IPEA, 552 p. 2007. v. 2.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: Columbia University Press. 1974.

RAUCH, J. Productivity gains from geographic concentration of human Capital: Evidence from Cities. **Journal of Urban Economics**, n.34, p. 380-400, 1993.

ROCHA, R. de M. ; SILVEIRA NETO, R. da M. ; GOMES, S. M. F. P. O. **Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilitados? uma análise para as cidades brasileiras**. In: FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, 17. ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 16., jul. 2011, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: BNB, 2011.

SERVO, L.; AZZONI, C. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, v. 81, n. 2, p.157-175, 2002.

SILVEIRA NETO, R. ; AZZONI, C. Disparidades regionais de renda no Brasil: qual o papel das amenidades? In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA - ANPEC NORDESTE, 9, 2004, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: ANPEC NORDESTE, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology - MIT, 2002. 740p.

YANKOW, J. J. Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium. **Journal of Urban Economics**, v. 60, p. 139-161, 2006.



## ESPAÇOS URBANOS SAUDÁVEIS E OS DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE (DSS).

Bruno Silva de Moraes Gomes. (Doutorando no PPGEA –UFJF)  
Suzana Quinet de Andrade Bastos. (Professora do PPGEA – UFJF)  
Flávia Lúcia Chein Feres. (Professora do PPGEA – UFJF)

### Resumo

O artigo aborda o tema Municípios Saudáveis, política desenvolvida pela Organização das Nações Unidas (ONU) com objetivo de promover a qualidade de vida em municípios. Este artigo tem como objetivos identificar os espaços urbanos saudáveis no Brasil, mapear se esses espaços configuram *clusters* espaciais e capturar os Determinantes Sociais da Saúde (DSS) que podem influenciar a boa qualidade de vida dos espaços urbanos. O período de análise são os anos 1980, 1991, 2000 e 2010. Utilizam-se a análise da partição da base de dados em quartis, comparação e teste *t* de médias, além da análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Como resultados destacam-se: i) a crescente aleatoriedade dos espaços urbanos saudáveis, face as políticas públicas no Brasil serem cada vez mais de cunho local; ii) dos 1224 espaços urbanos analisados 149 podem ser classificados como possivelmente saudáveis; desses, 55 são considerados saudáveis; iii) os espaços urbanos saudáveis estão concentrados nas Regiões Sul e Sudeste; iv) os Estados do Acre, Roraima, Rondônia, Tocantins e Mato Grosso não possuem nenhum candidato a espaço urbano saudável; v) as políticas que visam melhorar a qualidade de vida nos espaços urbanos devem ser integradas, bem como principalmente direcionadas para os espaços urbanos das Regiões Norte, Nordeste e Centro Oeste a fim de corrigir as disparidades locais

**Palavras Chaves:** Políticas Públicas, Saúde Pública, Espaços Urbanos Saudáveis, Determinantes Sociais da Saúde.

### Abstract

The article discusses the Healthy Municipalities, policy developed by the United Nations (UN) in order to promote the quality of life in cities. It aims to identify healthy urban spaces in Brazil and to map spatial clusters of them. The article also proposes to capture the Social Determinants of Health (SDH) that may influence the quality of life of urban spaces. The period of analysis is the years 1980, 1991, 2000 and 2010. The methodology is based on quartile analysis of SDH, and *t* test comparison of means, in addition to exploratory spatial data analysis (ESDA). The results are: i) the increasing randomness of healthy urban spaces, due to the fact that public policies in Brazil are increasingly local ii) among the 1224 urban spaces analyzed, 149 may possibly be classified as healthy; these, 55 are considered healthy; iii) healthy urban spaces are concentrated in the South and Southeast iv) the states of Acre, Roraima, Rondônia, Tocantins and Mato Grosso have no candidate urban space v) policies aimed at improving the quality of living in urban areas should be integrated and mainly directed to the urban spaces of the North, Northeast and Midwest in order to reduce local disparities

**Key-words:** Public Policy, Public Health, Healthy Urban Spaces, Social Determinants of Health.

**Classificação JEL:** J18, H51, I12

## Área 2: Economia Regional e Urbana

### 1. INTRODUÇÃO.

Para muitos indivíduos as cidades representam oportunidades, ao disponibilizar um maior número de serviços, entre eles os de saúde. Deve-se considerar também que as cidades geram impactos negativos relacionados à falta de organização social que podem comprometer o bem-estar tais como: poluição, trânsito caótico e habitação precária que levam ao agravamento dos problemas de saúde. De acordo com Vianna e Oliveira (2011)<sup>1</sup>, o risco de adoecimento associado ao meio urbano é maior para a população



mais carente, que ocupa áreas mais vulneráveis do espaço urbano. Assim, ambiente urbano influencia a saúde e o comportamento humano, apontando para a necessidade do melhor entendimento dos determinantes da saúde das populações que vivem nas cidades.

A Organização Mundial da Saúde (OMS) conceitua saúde como sendo um estado de completo bem estar físico, mental e social e não meramente a ausência de doença e enfermidade. Também define Município Saudável como sendo aquele que, continuamente, cria e melhora o meio ambiente físico e social, fortalecendo os recursos comunitários, de modo a permitir a seus habitantes apoiarem-se mutuamente no desempenho de suas funções e na plena realização de suas potencialidades. Segundo a Organização das Nações Unidas (ONU), para um município ser considerada saudável, ele deve atender as questões básicas de saúde.

De acordo a OMS (1995)<sup>2</sup> são dez os requisitos para um município ser considerado saudável: i) Ambiente físico limpo e seguro; ii) Ecossistema Estável e Sustentável; iii) Sociedade sem formas de exploração; iv) Alto grau de participação social; v) Necessidades básicas satisfeitas; vi) Acesso a experiências, recursos, contatos, interações e comunicações; vii) Economia local diversificada e inovativa; viii) Orgulho e respeito pela herança biológica e cultural; xix) Serviços de saúde acessíveis a todos; x) Alto nível de saúde.

O movimento por municípios saudáveis engloba um conjunto de políticas urbanas difundidas e implantadas pela ONU, principalmente por meio da OMS, do Centro das Nações Unidas para Assentamentos Humanos (Habitat), do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) e do Fundo das Nações Unidas para a Criança (UNICEF), que buscam intervenções diretas, influenciando políticos e planejadores locais (WERNER, 1996)<sup>3</sup>. Tais políticas devem ser tomadas para minimizar os danos causados pelos processos descontrolados e desorganizados de urbanização ao bem estar e a saúde, entendida de forma ampla, da população urbana mundial.

Segundo Hancock (1993)<sup>4</sup>, um município saudável é aquele que gradativamente cria e melhora o ambiente físico e social, com o intuito de fortalecer a comunidade, possibilitando às pessoas unirem-se a fim do desenvolvimento comum de seus potenciais e da qualidade de vida local.

O projeto Município Saudável pode ser considerado um movimento em promoção da saúde que procura agregar todos os setores da sociedade em ações concretas de melhoria na qualidade de vida. Município Saudável é aquele em que as autoridades políticas e civis, as instituições e organizações públicas e privadas, empresários e trabalhadores e a sociedade em geral dedicam esforços em prol da melhoria das condições de vida, trabalho e cultura da população; objetivando estabelecer uma relação harmoniosa com o meio ambiente físico e natural; e expandir os recursos comunitários para melhorar a convivência, desenvolver a solidariedade, a co-gestão social e a democracia (OPAS, 1992)<sup>5</sup>. Tal movimento vai além da busca por melhores níveis de saúde - a luta pela saúde não é apenas a busca de atendimento à doença embora este seja um importante componente na busca permanente de melhor bem-estar (OMS, 1995).

O governo deve atuar como força motriz nesse processo. O sucesso do projeto ocorre em municípios com governantes ditos “progressistas”, ou seja, com vontade de gerir o projeto. (ALMEIDA, 1997)<sup>6</sup>. A implantação do projeto é uma questão de vontade política (HANCOCK, 1993 e FLYNN<sup>7</sup>, 1996).

O Movimento Municípios Saudáveis pode ser abordado como um “projeto estruturante do campo da saúde”, em que os atores sociais (governo, organizações da sociedade civil e organizações não governamentais) procuram, por meio da gestão social, transformar o município em um espaço de “produção social da saúde” (MENDES, 1996)<sup>8</sup>. A saúde é entendida como qualidade de vida e considerada objeto de todas as políticas públicas, entre as quais, as de saúde (WESTPHAL e MENDES, 2000)<sup>9</sup>.

O Movimento tem como foco, além da saúde, questões como educação, habitação, saneamento, transporte, lazer, entre outras. E por isso se faz necessário políticas integradas. Assim, as especificidades de cada lugar, como o clima e a questão histórica da região, podem influenciar no município ser mais saudável ou não (DUHL, 1993)<sup>10</sup>.

Para Buss e Filho (2007)<sup>11</sup>, os laços de coesão social e as relações de solidariedade e confiança entre pessoas e grupos são essenciais para a promoção e proteção da saúde individual e coletiva. Os

autores enfatizam políticas que busquem estabelecer redes de apoio e fortalecer a organização e participação das pessoas e das comunidades, especialmente de grupos vulneráveis, em ações coletivas que melhorem suas condições de saúde e bem-estar. Além disso, entendem que há necessidade de políticas que fortifiquem e incentivem esses grupos com o intuito de diminuir os efeitos de condições materiais e psicossociais adversas, ou seja, acesso à água potável, rede de esgoto, habitação adequada, alimentação saudável e nutritiva, emprego, ambientes de trabalho seguro, bons serviços de saúde e de educação dentre outros. Em geral essas políticas são de responsabilidades distintas, que normalmente agem de maneira independente, sendo necessário o estabelecimento de mecanismos que permitam uma ação integrada.

Como iniciativa de Municípios Saudáveis procura-se olhar o espaço urbano pelas diversas políticas sociais que são capazes de estimular governo e sociedade civil ao desenvolvimento de estratégias e projetos que possam contemplar maior equidade e justiça para os cidadãos que convivem ou habitam nas comunidades, bairros, distritos ou localidades, formulando ambientes e políticas públicas favoráveis às condições de saúde e à convivência harmônica entre as pessoas e na forma como elas interagem com os diferentes grupos sociais e culturais e com o meio ambiente (FORUM 21, 2000)<sup>12</sup>.

De acordo Vianna e Oliveira (2011), algumas cidades são membros da rede europeia de cidades saudáveis, e o movimento tem se expandido para a região do Pacífico e América Latina e Caribe. No Brasil, o Movimento Municípios Saudáveis começou a ganhar visibilidade a partir do final da década de 1980. Em 1995, o encontro de Fortaleza constituiu a expressão pública do interesse da sociedade representativa dos secretários municipais de saúde (CONASEMS) pela proposta de Cidades/Municípios Saudáveis.

Em 2000, o tema ainda era incipiente no Brasil, agregando experiências de poucos municípios, em São Paulo, Minas Gerais, Ceará e Pernambuco (AKERMAN *et al.*, 2002)<sup>13</sup>. Entretanto, Vianna e Oliveira (2011) afirmam que algumas iniciativas se concretizaram em municípios de pequeno e médio porte, e em 2010, o Ministério da Saúde reconhecia a existência de 14 movimentos identificados como relacionados à saúde urbana. Ressalta-se que todas essas iniciativas são subsidiadas parcial ou totalmente pelo Ministério da Saúde, e muitas conduzidas com o apoio de Universidades e parcerias internacionais.

Assim este artigo tem como objetivos:

i. Identificar os espaços urbanos saudáveis no Brasil, bem como mapear se esses espaços se configuram como *clusters* espaciais, em caso de positivo, busca-se capturar as mudanças nestes *clusters* ao longo do tempo, e;

ii. Capturar os fatores capazes de influenciar na qualidade de vida dos espaços urbanos brasileiros. Mais especificamente, identificar os Determinantes Sociais da Saúde (DSS), ou seja, como os fatores históricos, geográficos, políticos e a mobilização comunitária podem influenciar a boa qualidade de vida dos espaços urbanos.

Para sintetizar a qualidade dos serviços de saúde, considera-se como indicador de saúde urbana o número de óbitos por doenças infecciosas e parasitárias por 100 mil habitantes. O ideal é a percepção de que ao longo dos anos o município tem conseguido diminuir ou, exercer controle sobre as taxas de mortalidade como um todo, em especial as causadas por esse grupo de doenças. Nesse grupo de doenças estão inseridas: tétano, leptospirose, coqueluche, meningite, malária, rubéola, raiva, herpes, hepatite, febre amarela, escabiose, doença de chagas, dengue, botulismo, cólera, hanseníase, sífilis, sarampo, tracoma, AIDS, dentre outras (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2010)<sup>14</sup>.

As variáveis da dimensão saúde são obtidas do Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH/SUS) disponibilizadas pelo DATASUS e os determinante sociais da saúde, que denotam a qualidade de vida dos municípios, do Censo Demográfico disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O período de análise são os anos 1980, 1991, 2000 e 2010.

As informações para municípios foram compatibilizadas em Áreas Mínimas Comparadas - AMCs (espaços urbanos). Utilizam-se como ferramentas metodológicas a análise da partição da base de dados em quartis, comparação e teste *t* de médias, além da análise exploratória de dados espaciais (AEDE).

O trabalho divide-se da seguinte forma: além dessa introdução, no tópico seguinte apresenta-se a base de dados: inicialmente com a definição da medida de saúde urbana e posteriormente com os Determinantes Sociais da Saúde (DSS). A terceira seção fica a cargo da metodologia, e a quarta apresenta

os resultados. Para finalizar, apresentam-se as considerações finais, na qual se incluem o levantamento de possíveis estratégias para direcionar as ações de melhorias na qualidade de vida.

## 2. BASE DE DADOS.

A agregação das informações municipais para os quatro anos, em uma única base de dados, requer a compatibilização dos municípios para o primeiro ano de análise. Em 1980, havia 3991 municípios enquanto em 2010 já eram 5565. Optou-se pela utilização como unidade de observação das Áreas Mínimas Comparadas (AMCs), as quais são agregações municipais. Usa-se a configuração da AMC 70 disponibilizada pelo IPEADATA.

### 2.1. Indicador de saúde urbana

A variável de saúde urbana corresponde à taxa de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, ou seja, é o número de óbitos por doenças infecciosas e parasitárias por 100 mil habitantes para cada um dos espaços urbanos do Brasil. A escolha dessa variável se dá pela associação desse conjunto de doenças com a intensificação da urbanização, uma vez que grandes concentrações populacionais necessitam de maiores cuidados, uma vez que a acumulação desordenada pode gerar aumento direto dos casos de doenças (OMS, 1995; DOYLE *et. al.*<sup>15</sup>, 2009). Além disso, as doenças infecciosas e parasitárias podem ser evitadas com um serviço de prevenção eficiente. A erradicação/diminuição de tal mortalidade esta na melhora das condições de saúde, envolvendo questão básica da sobrevivência dos indivíduos.

Percebe-se que alguns espaços urbanos não relatam seus óbitos, muitas vezes por serem pequenos demais para possuírem um sistema de saúde organizado e/ou por terem como política de saúde a transferência dos casos mais graves de doenças para os municípios vizinhos (municípios polos). Inclusive alguns municípios investem grande parte dos recursos destinados à saúde na compra de ambulâncias para o transporte de doentes para serem tratados nos municípios vizinhos. Para minimizar tal deficiência, considera-se o número de óbitos por local de residência, dessa forma, mesmo o indivíduo morrendo em outro município que não o seu de origem, sua morte é contabilizada no município no qual residia.

A fim de comparar os espaços urbanos e os períodos, divide-se o indicador de saúde urbana em quartis. Analisando os *missings* em cada ano para os 3659 espaços urbanos, excluem-se da amostra aqueles que não apresentam a taxa de mortalidade por doenças infectoparasitárias em um dos anos (tabela 1).

**Tabela 1: Descrição dos Quartis.**

| ANO  | MISSING | QUARTIL | MÉDIA  | DESVIO PADRÃO | MÍNIMO | MÁXIMO |
|------|---------|---------|--------|---------------|--------|--------|
| 1980 | 1560    | 1º      | 13.02  | 5.96          | 1.06   | 22.71  |
|      |         | 2º      | 33.49  | 6.37          | 22.72  | 44.41  |
|      |         | 3º      | 59.97  | 9.11          | 44.5   | 76.48  |
|      |         | 4º      | 130.03 | 72.64         | 76.68  | 727.83 |
| 1991 | 1515    | 1º      | 6.99   | 2.74          | 0.87   | 11.27  |
|      |         | 2º      | 16.06  | 2.75          | 11.33  | 20.85  |
|      |         | 3º      | 27.07  | 3.99          | 20.89  | 35.27  |
|      |         | 4º      | 58.38  | 29.66         | 35.33  | 219.26 |
| 2000 | 1477    | 1º      | 6.1    | 2.2           | 0.93   | 9.85   |
|      |         | 2º      | 13.63  | 2.24          | 9.86   | 17.78  |
|      |         | 3º      | 23     | 3.35          | 17.82  | 29.53  |
|      |         | 4º      | 49.03  | 34.31         | 29.55  | 535.56 |
| 2010 | 1377    | 1º      | 5.97   | 2.09          | 0.93   | 9.57   |
|      |         | 2º      | 13.19  | 2.27          | 9.58   | 17.4   |
|      |         | 3º      | 22.3   | 3.01          | 17.5   | 28.08  |
|      |         | 4º      | 45.3   | 21.1          | 28.15  | 205.82 |

Fonte: elaboração própria.

Observa-se que as médias, os mínimos e máximos são similares entre os quartis a partir de 1991, a exceção é o máximo do quarto quartil do ano 2000. Para se manter no primeiro quarto da distribuição alguns espaços urbanos tiveram que apresentar uma queda na taxa de mortalidade, isso fica nítido quando

se observa o valor do primeiro quartil ao longo dos anos. A maior queda ocorreu de 1980 para 1991. Entretanto, o valor mínimo se manteve relativamente próximo no primeiro quartil.

## 2.2. Determinantes Sociais da Saúde

Muitas pessoas que estão doentes não recebem tratamento, nem usam os meios eficazes de prevenção. Essa realidade traz a discussão de equidade e justiça social, ou seja, as questões de saúde devem figurar como uma preocupação para esfera política. Além disso, o alcance da equidade, não envolve apenas a saúde, devendo incluir alocações econômicas, a adequada atenção à saúde e a liberdade dos indivíduos (SEN, 2002)<sup>16</sup>.

A relação entre determinantes sociais e saúde envolve diversas abordagens. A primeira eleva os “aspectos físicos-materiais” na produção da saúde e da doença, compreendendo que as diferenças de renda influenciam a saúde pela escassez de recursos dos indivíduos e pela ausência de investimentos em infraestrutura comunitária (educação, transporte, saneamento, habitação, serviços de saúde, dentre outros) provenientes de processos econômicos e de decisões políticas. Outro enfoque destaca os “fatores psicossociais”, baseando-se no conceito de que as percepções e as experiências de pessoas em sociedades desiguais provocam estresse e prejuízos à saúde. Os enfoques “ecossociais” e multiníveis buscam a integração das abordagens individuais e grupais, sociais e biológicas numa perspectiva dinâmica, histórica e ecológica (BUSS e FILHO, 2007).

Segundo a Comissão Nacional sobre os Determinantes Sociais da Saúde (CNDSS), os DSS são os fatores sociais, econômicos, culturais, étnico-raciais, psicológicos e comportamentais que são capazes de influenciar a ocorrência de problemas de saúde e de seus fatores de risco na população. A comissão homônima da Organização Mundial da Saúde afirma que os DSS são as condições sociais em que as pessoas vivem e trabalham. Segundo Krieger (2001)<sup>17</sup> os DSS podem ser definidos como os fatores e mecanismos sociais que interferem na saúde. Tarlov (1996)<sup>18</sup> define-os, como as características sociais dentro das quais a vida transcorre (BUSS e FILHO, 2007).

O principal desafio para estudos sobre os DSS consiste no estabelecimento da hierarquização dos fatores gerais que possuem natureza social, econômica, política e as mediações através das quais esses fatores incidem na situação de saúde de grupos e pessoas. Uma vez que a relação de determinação não é uma simples relação direta de causa-efeito. Dessa forma, pode-se entender a não correlação constante entre os indicadores de saúde e os macro indicadores de riqueza de uma sociedade, como PIB. Embora o volume de riqueza gerado por uma sociedade seja um elemento primordial para viabilizar melhores condições de vida e de saúde, o estudo dessas mediações permite entender o porquê existem países com um PIB total ou PIB *per capita* muito superior a outros que, no entanto, possuem indicadores de saúde muito menos satisfatórios (BUSS e FILHO, 2007).

A tabela 2 traz um resumo com a descrição, fonte, justificativa dos DSS que serão utilizadas.

**Tabela 2: Determinantes Sociais da Saúde**

| Variável                             | Descrição                                                                                | Fonte      | Justificativa (Medida)                |
|--------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------|------------|---------------------------------------|
| Taxa de Analfabetismo                | Taxa de analfabetismo para população de 15 anos ou mais                                  | Censos     | Educação                              |
| Renda Média Domiciliar per capita    | O salário mínimo de 2010. Usa-se como base o rendimento da atividade principal.          | Censos     | Renda                                 |
| Taxa de Desemprego                   | Percentual da população de 16 anos e mais, economicamente ativa, desocupada.             | Censos     | Emprego                               |
| Taxa de Mortalidade                  | Óbitos por local de residência por 100 mil hab.                                          | DATASUS    | Proxy de demanda                      |
| Domicílios com energia elétrica      | Percentual de domicílios com energia elétrica                                            | Censos     | Acesso a fontes de energia            |
| Domicílios com abastecimento de água | Percentual de domicílios com abastecimento de água através de rede geral de distribuição | Censos     | Acesso a água potável                 |
| Domicílios com esgotamento sanitário | Percentual de domicílios com banheiro ou sanitário e esgotamento sanitário               | Censos     | Esgotamento sanitário                 |
| Densidade Demográfica                | HAB/ KM <sup>2</sup>                                                                     | Censos     | Urbanização                           |
| Distancia da capital                 | KM de distancia entre o espaço urbano e a capital                                        | Censo 2000 | Distância do principal polo do Estado |
| População                            | População municipal/ população brasileira total                                          | Censos     | Demanda                               |

Fonte: elaboração própria.



A Taxa de Analfabetismo é a variável que mede a educação. Entendem-se como analfabetos os indivíduos com 15 anos ou mais que não sabem ler e escrever. Regiões detentoras de baixas taxas de analfabetismo tendem a possuir melhores níveis de qualidade de vida (DUHL, 1993; OMS, 2010). Assim, espera-se que as regiões com baixas taxas de analfabetismo sejam as regiões com melhores níveis de saúde.

A Renda Média Domiciliar *per capita* é destacada pela teoria econômica como sendo um dos principais fatores locais da atividade econômica. Este fator age tanto atraindo bons médicos, unidades prestadoras de serviços de saúde, quanto aglomerando os serviços de saúde em uma localidade (BUSS e FILHO, 2007; OMS, 2010). Espera-se que quanto maior a renda da região menor a taxa de mortalidade por doenças infecto parasitárias. Para o cálculo dessa variável foi usado o salário mínimo do último ano para o qual a série está sendo calculada, sendo o salário mínimo de 2010 a referência para toda a série. A renda é corrigida para todos os anos com base no Índice Nacional de preços ao consumidor (INPC) de julho de 2010, também é convertida para o Real no ano de 1980 e 1991. Usa-se como base do cálculo apenas o rendimento da atividade principal.

A Taxa de Desemprego mede se o espaço urbano é capaz de gerar empregos para a população local. Entendem-se como desempregados, a população de 16 anos e mais economicamente ativa, desocupada. Espera-se que quanto maior a taxa de desemprego maior a taxa de mortalidade por doenças infectoparasitárias.

A Taxa de Mortalidade Total é dada pelo número total de óbitos por 100 mil habitantes por local de residência. Essa variável foi usada em Doyle *et al* (2009) para descrever que grandes concentrações populacionais necessitam de maiores cuidados, quando esses cuidados não se estendem a necessidade local, o número total de mortes cresce.

O percentual de Domicílios com energia elétrica ligada pela rede geral é uma medida de acesso a fontes de energia. Entende-se acesso à energia elétrica como uma questão de infraestrutura básica. (DUHL, 1993; WESTPHAL, 2000). Espera-se que quanto maior este percentual menor seja a taxa de mortalidade infecto-parasitária.

O percentual de Domicílios com abastecimento de água através da rede geral de distribuição é uma medida de acesso à água potável, sendo esta uma das condições básicas para um espaço urbano ser saudável (DUHL, 1993; FERRAZ<sup>19</sup>, 1999; WESTPHALL e MENDES, 2000; WESTPHAL, 2000). Espera-se que quanto maior este percentual menor seja a taxa de mortalidade infecto-parasitária.

O percentual de Domicílios com esgotamento sanitário é dado pelo percentual de domicílios com instalação sanitária (escoadouro) ligada à rede geral, sendo esta uma medida de saneamento básico. (DUHL, 1993; FERRAZ, 1999; WESTPHALL e MENDES, 2000; WESTPHAL, 2000). Quanto maior este percentual menor deverá ser a taxa de mortalidade infecto-parasitária.

A Densidade Demográfica, dada pela população total dividida pela área do espaço urbano em Km<sup>2</sup>, serve como medida de urbanização. Supõe-se que uma associação negativa indique demanda reprimida da população por serviços de saúde, ou seja, quanto maior a pressão populacional por recursos, menos disponíveis estes estão para os habitantes (VIANNA e OLIVEIRA, 2011). Por outro lado, a associação positiva indica maior oferta de serviços, que normalmente estão presentes em áreas com maior concentração de pessoas (RODRIGUES, 2010)<sup>20</sup>.

A Distância da Capital é a distância entre o espaço urbano e a capital. Entende-se que a capital do Estado é o maior polo de serviços de saúde da região. Assim, espera-se que os municípios que circundam esses polos tenham melhores condições de saúde (RODRIGUES e ALFRADIQUE, 2001)<sup>21</sup>. Por outro lado, quanto mais distante da capital maior tende a ser a taxa de mortalidade infecto-parasitária do espaço urbano.

A População serve como medida de demanda para serviços de saúde. Quanto maior a população mais desordenado tende a ser o atendimento a população (RODRIGUES, 2010; VIANNA e OLIVEIRA, 2011). Nesse indicador provavelmente existe um problema de endogeneidade, por exemplo, se as pessoas migram para regiões com qualidade de vida haverá maior aglomeração em municípios com menores taxas de mortalidade.



Para alguns indicadores somente se tem dados para determinados anos da análise. São eles: a taxa de homicídios de 2009, que capta ambiente seguro; o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) de 2000 e o Índice de Gini de 2010. Estes indicadores comparam os espaços urbanos. A hipótese é a de que esses indicadores sejam melhores nos espaços urbanos saudáveis.

### 3. METODOLOGIA.

Em termos metodológicos, para identificar a existência de *clusters* espaciais e as mudanças nestes ocorridos ao longo do tempo utiliza-se da metodologia de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Para mapear os espaços urbanos saudáveis no Brasil analisa-se como o indicador de saúde urbana se comporta através de partições feitas no banco de dados e qual a sua relação com os determinantes sociais da saúde (DSS). Para tal finalidade usa-se o arcabouço metodológico explicitados nas subseções 3.1 e 3.2 a seguir.

#### 3.1. Identificando os Clusters Espaciais - AEDE

Um dos objetivos no uso da metodologia de AEDE é analisar a formação de *clusters* saudáveis, aqueles espaços urbanos que detêm uma baixa taxa de mortalidade infectoparasitária (indicador de saúde urbana) e possui uma vizinhança em igual condição. Também se deve verificar a existência de *clusters* nos DSS, ou seja, se um espaço urbano com baixa ou alta taxa de analfabetismo, por exemplo, possui vizinhos em igual condição. Além da questão geográfica, a AEDE permite observar as mudanças que ocorreram ao longo do tempo, ou seja, analisa-se se os *clusters* existentes em 1980 persistiram ou se surgiram outros em 1991, 2000 e 2010.

O indicador de padrões de associação local, o *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) é qualquer estatística que satisfaça a dois critérios: i) trazer para cada espaço urbano, indicação de agrupamento espacial significativo de valores similares ao redor desse espaço (*clusters* saudáveis); ii) a soma dos LISAs para todos os espaços urbanos é proporcional ao indicador global de associação espacial (Anselin, 1995)<sup>22</sup>. Pode ser interpretado de duas formas: i) se apresentar valores positivos, significa que existe uma aglomeração espacial de valores semelhantes no indicador de saúde urbana e nos DSS, alto ou baixo; ii) se apresentar valores negativos, existe uma aglomeração espacial de valores distintos. Para verificar a existência de *clusters* é calculado o *I* de Moran local (LISA).

A relação do indicador de saúde urbana com os DSSs é analisada através dos mapas de *clusters* bivariados. Esses apresentam o coeficiente do *I* de Moran Local Bivariado para o indicador de saúde urbana e os DSS (representados na forma das suas defasagens espaciais). A hipótese central é de que as regiões com alto/baixo indicador de saúde urbana sejam circundadas por vizinhos com alto/baixo valor de DSS dependendo da relação que o indicador de saúde urbana possui com os DSS.

#### 3.2. Identificando os Espaços Urbanos Saudáveis

Para avaliar se as questões básicas de saúde são atendidas nos municípios analisa-se o indicador de saúde urbana, que foi dividido em quartis. Os quartis se referem ao valor de corte para cada quarto da distribuição. Assim, o primeiro quarto contém as observações com as menores taxas de mortalidade por doenças infectoparasitárias, até que o último quarto contenha as observações com as maiores taxas. Uma vez que o espaço urbano apresente um indicador de saúde urbana alto, o que significa baixa taxa de mortalidade infecto parasitária, e esteja no primeiro quarto da distribuição, entende-se que aquele espaço urbano atende as questões básicas de saúde.

Assim, classifica-se como candidato a espaços urbanos saudáveis aqueles que se mantiveram no primeiro quarto da amostra em no mínimo dois anos consecutivos, sendo obrigatoriamente um desses anos 2010. Deste modo, há três grupos de candidatos a espaços urbanos saudáveis: aqueles que se mantiveram no primeiro quarto da distribuição do indicador de saúde urbana a partir de 1980 (Grupo 1), conceito mais estrito; os que se mantiveram a partir de 1991 (Grupo 2), conceito menos estrito; e aqueles a partir de 2000 (Grupo 3), conceito menos estrito ainda.

Para se definir qual dos três grupos tende a ser mais saudável, verifica-se a relação do indicador de saúde urbana com os DSS, comparando as médias de cada variável entre cada grupo. .

De outro lado verificam-se quais candidatos a espaços urbanos saudáveis possuem as melhores médias para os DSS, por meio de um teste *t* de médias para comparar as médias dos grupos de candidatos com todos os espaços urbanos da amostra. Assim, espera-se que quando o indicador de saúde urbana

apresentar média inferior nos candidatos a espaços urbanos saudáveis, sendo essa significativa, os espaços urbanos devem apresentar resultados melhores que a média para o DSS.

Para que o possível espaço urbano saudável seja considerado realmente saudável, estabelece-se que o mesmo deva possuir no mínimo quatro indicadores dentre os DSS em condições melhores que os demais espaços urbanos, ou seja, acima ou abaixo da média dependendo se a relação do DSS com o indicador de saúde urbana é positiva ou negativa.

Para respaldar a qualificação de um espaço urbano como saudável incorpora-se na análise outros indicadores, visto que, dos dez requisitos para uma cidade ser considerada saudável, definidos pela OMS, alguns não foram incluídos nos DSS, pois não se tem dados para todo o período de análise.

Objetivando captar o requisito de ambiente seguro utiliza-se a taxa de homicídios de 2009, para complementar o requisito necessidades básicas satisfeitas utilizam-se o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) de 2000 e o Índice de Gini de 2010. Estes indicadores são utilizados para comparar os espaços urbanos identificados entre si e entre os demais espaços urbanos do Estado nos quais estão localizados. Espera-se que esses indicadores sejam melhores nos espaços urbanos saudáveis.

## 4. Resultados

### 4.1. Identificação dos *Clusters* espaciais.

Na análise da autocorrelação espacial calculam-se as estatísticas *I* de Moran, para os anos de 1980, 1991, 2000 e 2010. Objetivando evitar distorções na análise, uma vez que as melhores matrizes obtidas para cada ano são distintas (1980 e 1991, k1; 2000, k3; 2010, k15), utiliza-se a matriz do tipo rainha, ou seja, entende-se que essa matriz é capaz de melhor captar o efeito de transbordamento espacial esperado do *I* de Moran de todas as variáveis para todos os anos (Tabela 3).

**Tabela 3: *I* de Moran feito através da Matriz Rainha para 1980, 1991, 2000 e 2010.**

| Variáveis                                          | 1980      | 1991      | 2000      | 2010      |
|----------------------------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Taxa de analfabetismo                              | 0,852***  | 0,068***  | 0,065***  | 0,071***  |
| Taxa de desemprego                                 | 0,182***  | 0,004     | -0,003    | -0,002    |
| Renda média domiciliar per capita                  | 0,100***  | 0,038***  | 0,044***  | 0,040***  |
| Densidade Demográfica                              | 0,025**   | 0,019*    | 0,025**   | 0,027***  |
| Percentual de domicílios com abastecimento de água | 0,588***  | 0,636***  | 0,033***  | 0,033***  |
| Percentual de domicílios com esgotamento sanitário | 0,661***  | 0,779***  | 0,074***  | 0,055***  |
| Percentual de domicílios com energia elétrica      | 0,049***  | 0,062***  | 0,041***  | 0,022**   |
| População                                          | 0,006     | 0,007     | 0,008     | 0,008     |
| Taxa de mortalidade total                          | 0,041***  | 0,0304*** | 0,025**   | 0,031***  |
| Indicador de saúde urbana                          | 0,1146*** | 0,1272*** | 0,0959*** | 0,0705*** |

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Fonte: elaboração própria.

Como o indicador de saúde urbana é significativa a 1% evidencia-se a existência da autocorrelação espacial. Dado os valores positivos de *I*, a estatística indica que há concentração dos dados, sendo a dependência maior em 1991, ano em que o *I* de Moran alcança seu maior valor e o menor valor foi encontrado para o ano de 2010, o que indica que a partir de 1991 o fenômeno espacial perde força.

Observa-se que a variável população não apresenta autocorrelação espacial, pois não possui *I* de Moran significativo para nenhum dos anos utilizando as diversas matrizes. A variável taxa de desemprego só é significativa para 1980 quando se utiliza a matriz rainha. As demais variáveis são significativas. As variáveis de água, esgotamento sanitário, eletricidade e mortalidade total acompanham o indicador de saúde urbana, pois apresentam maior *I* de Moran no ano de 1991. Enquanto as variáveis de analfabetismo, desemprego e renda tem seu maior *I* de Moran no ano de 1980.

Ao analisar os mapas de *clusters* bivariados do indicador de saúde urbana e da taxa de analfabetismo (figura 1), espera-se que os espaços urbanos com baixo indicador de saúde urbana estejam circundados por outros com baixas taxas de analfabetismo, constituindo *clusters* do tipo Baixo-Baixo. Observa-se esse tipo de *cluster* preponderantemente na região Sul, porém essa relação se perde ao longo dos anos. Na Região Sudeste, esse tipo de *cluster* é encontrado principalmente no Estado de São Paulo. A

Região Nordeste e o norte do Estado de Minas Gerais são marcados pela presença de *clusters* do tipo Alto-Alto, indicando que nesses lugares os espaços urbanos com alto indicador de saúde urbana possuem vizinhos com alta taxa de analfabetismo.

Ao analisar os mapas de *clusters* bivariados do indicador de saúde urbana e da taxa de desemprego (figura 2) espera-se que os espaços urbanos com baixo indicador de saúde urbana estejam circundados por espaços urbanos com baixa taxa de desemprego, o que de fato se observa, mesmo que tal formação diminua ao longo dos anos principalmente na Região Sul. Nos Estados da Bahia, Minas Gerais e São Paulo são identificados *clusters* do tipo Alto-Alto, representando regiões com alto indicador de saúde urbana e alta taxa de desemprego. Nestes espaços, faz-se necessário compatibilizar a saúde dos trabalhadores e a produção de bens e serviços. Nesse sentido, torna-se fundamental a adoção de políticas pautadas pelo direito ao pleno emprego e de condições dignas de vida e trabalho.

A articulação entre programas de renda e estratégias de saúde é fundamental para garantir ações de promoção e cuidados da saúde nas regiões de menor renda. Na figura 3, analisa-se a relação do indicador de saúde urbana com a renda média domiciliar *per capita*, verifica-se a formação dos *clusters* do tipo Alto-Baixo no Estado de São Paulo e na Região Sul. Os *clusters* do tipo Baixo-Alto predominam na Região Nordeste e no norte do Estado de Minas Gerais.

Nos mapas de *clusters* bivariados do indicador de saúde urbana e densidade demográfica (figura 4) observam-se a presença de *clusters* do tipo Baixo-Alto no Estado de Minas Gerais, denotando que espaços urbanos com baixa densidade demográfica possuem alto indicador de saúde urbana, enquanto na Região Sul o contrário pode ser verificado.

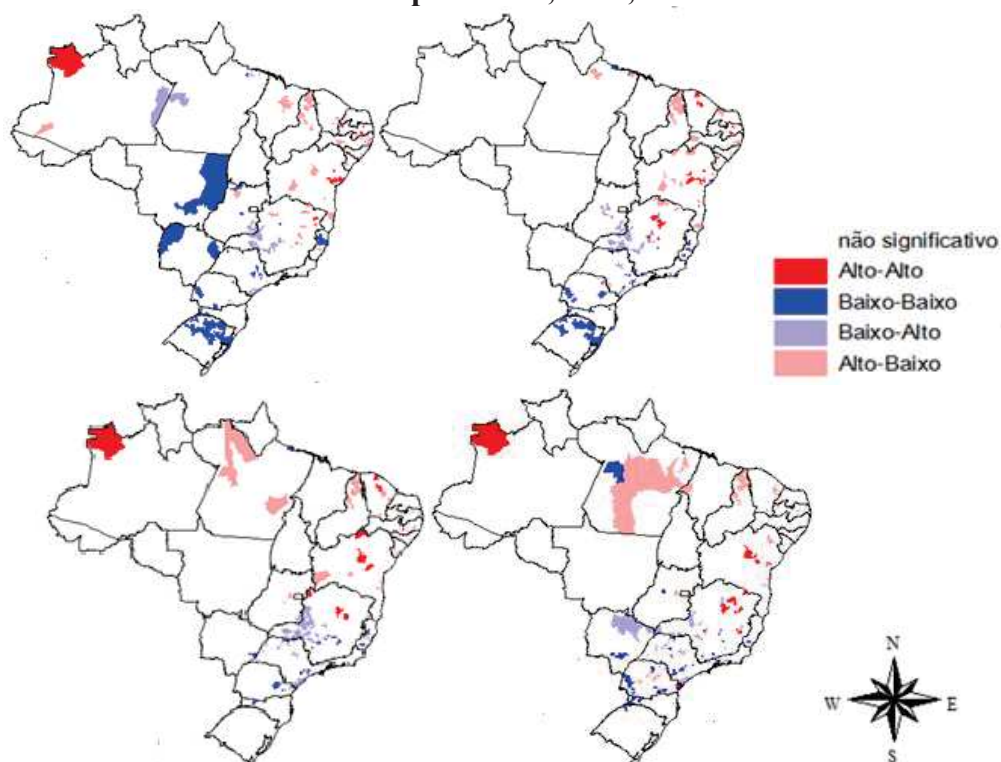
Segundo Ferraz (1999), Westphall e Mendes (2000); o Movimento Municipio Saudável se assemelha com outros movimentos, dentre eles o Movimento Sanitário. Os mapas de *clusters* bivariados das variáveis de água, esgotamento sanitário e energia elétrica com o indicador de saúde urbana refletem, ainda que fracamente, o elo entre os dois movimentos. A figura 5 representa os mapas de *clusters* bivariados do indicador de saúde urbana e o percentual de domicílios com abastecimento de água. Verificam-se *clusters* do tipo Alto-Baixo principalmente nas Regiões Sul e Sudeste. Na figura 6 essa relação é mantida ao se verificar a relação espacial entre o indicador de saúde urbana e o percentual de domicílios com esgotamento sanitário. Nesse caso, os *clusters* do Tipo Alto-Baixo se concentram no Estado de São Paulo. A figura 7 representam os mapas de *clusters* bivariados do indicador de saúde urbana e o percentual de domicílios com energia elétrica. Similar aos *clusters* bivariados do indicador de saúde urbana e abastecimento de água, nota-se *clusters* do tipo Alto-Baixo principalmente nas Regiões Sul e Sudeste.

Analisando os mapas de *clusters* bivariados do indicador de saúde urbana e da população, figura 8, observam-se que a Região Sul é marcada por *clusters* do tipo Alto-Baixo, ou seja, espaços urbanos com baixo indicador de saúde urbana são rodeados de espaços urbanos com alta população.

Analisando os mapas de *clusters* bivariados do indicador de saúde urbana e da taxa de mortalidade total, figura 9, observa-se que a Região Sul é marcada por *clusters* do tipo Baixo-Baixo, ou seja, espaços urbanos com baixo indicador de saúde urbana são rodeados de espaços urbanos com baixa taxa de mortalidade total. No Estado de São Paulo, verifica-se que espaços urbanos com baixo indicador de saúde urbana possuem altas taxas de mortalidade total.

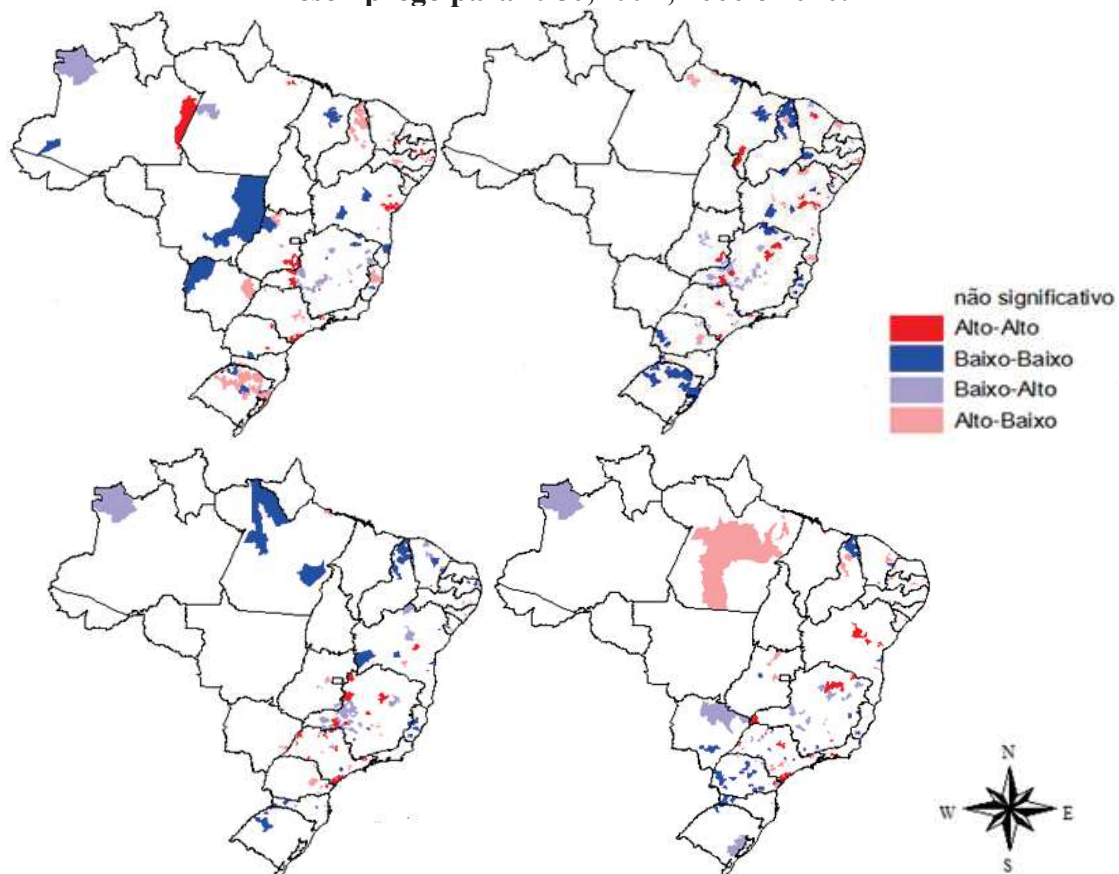
O que se verifica é que em todos os indicadores há a permanência das Regiões Norte e Nordeste como as detentoras dos piores resultados. Essas são as regiões que merecem uma maior atenção no tocante as políticas públicas de combate as desigualdades sociais.

**Figura 1: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e da Taxa de Analfabetismo para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



Fonte: Elaboração própria.

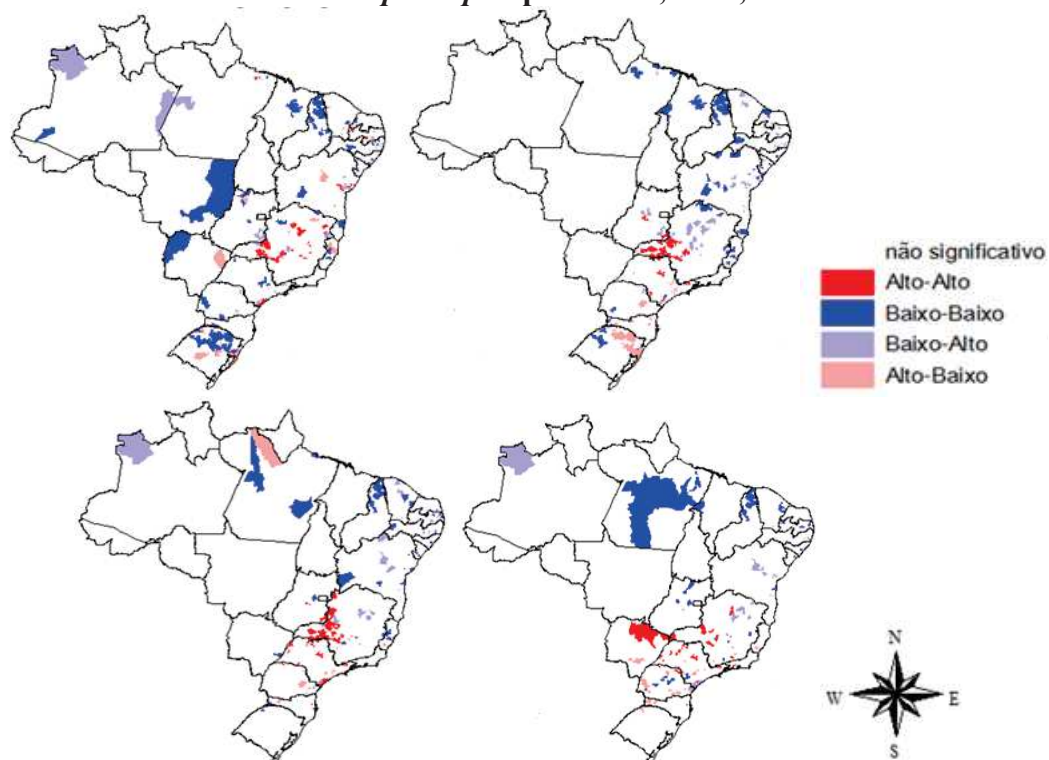
**Figura 2: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e da Taxa de Desemprego para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



Fonte: Elaboração própria.

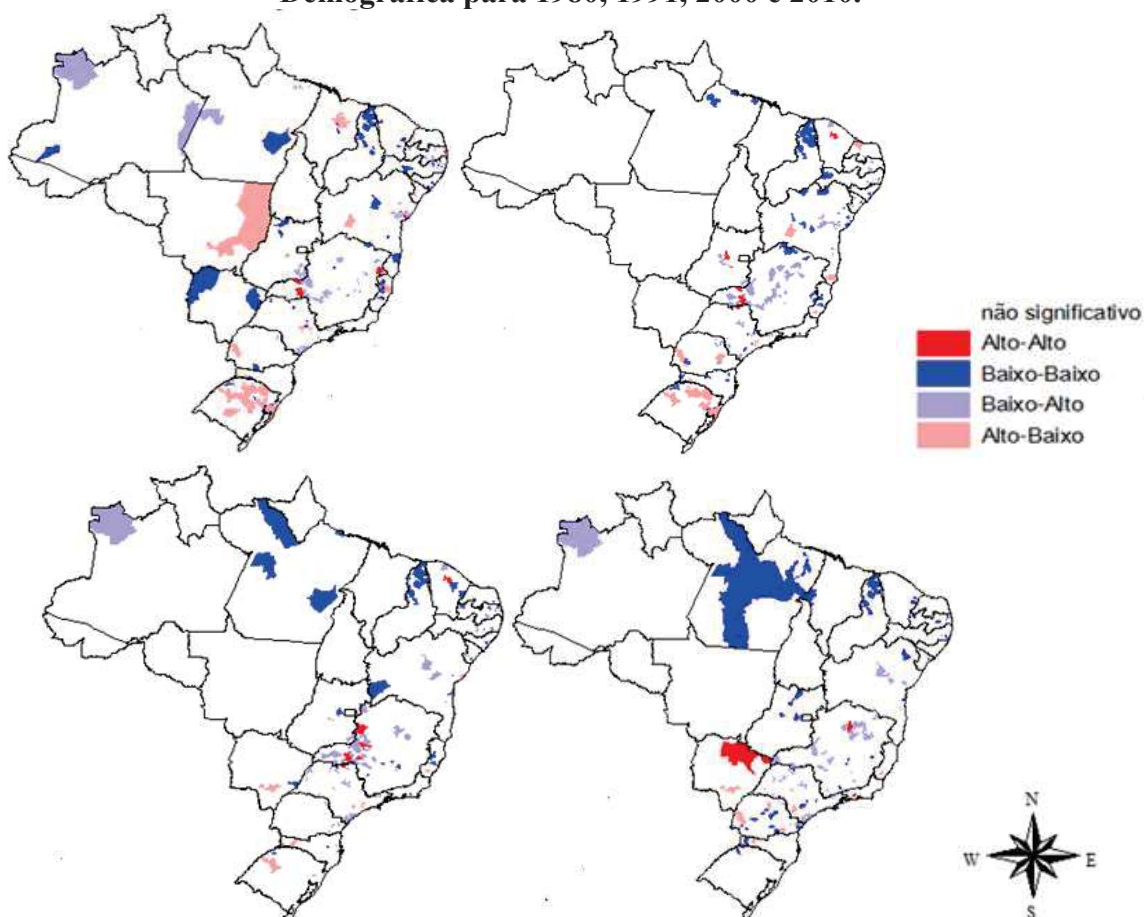


**Figura 3: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e da Renda Média Domiciliar *per capita* para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



Fonte: Elaboração própria.

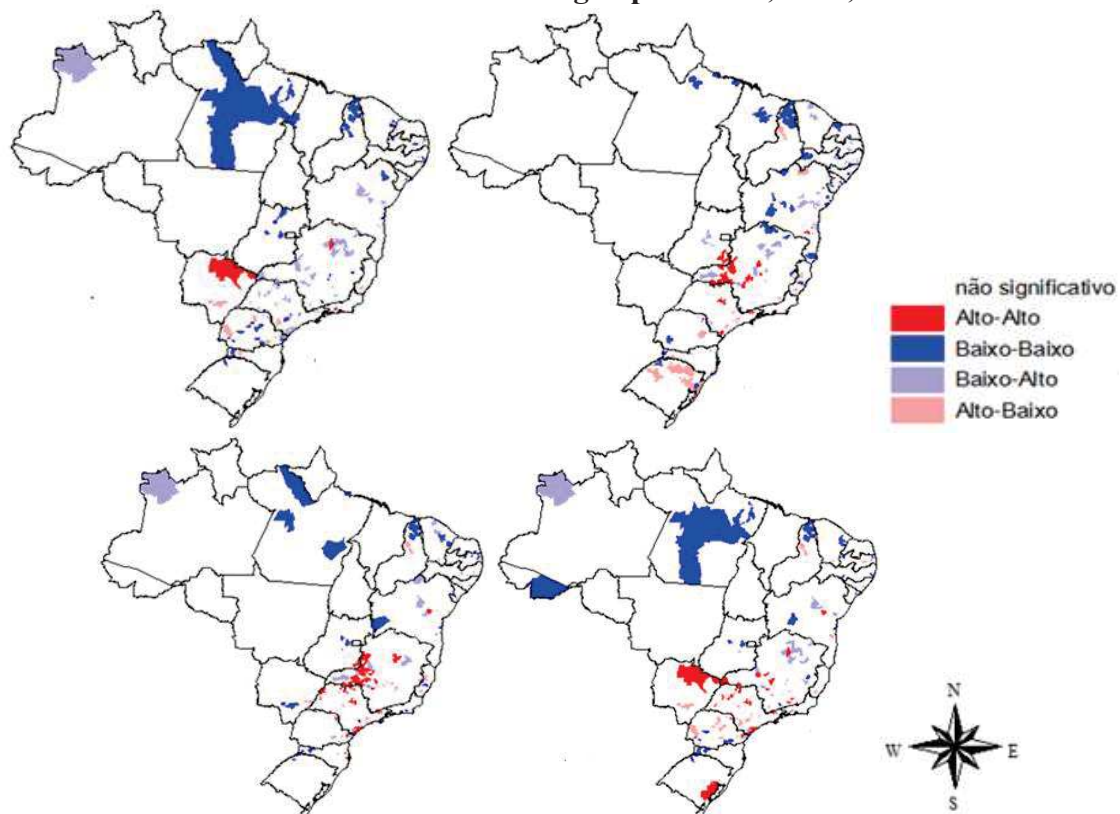
**Figura 4: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e Densidade Demográfica para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



Fonte: Elaboração própria.

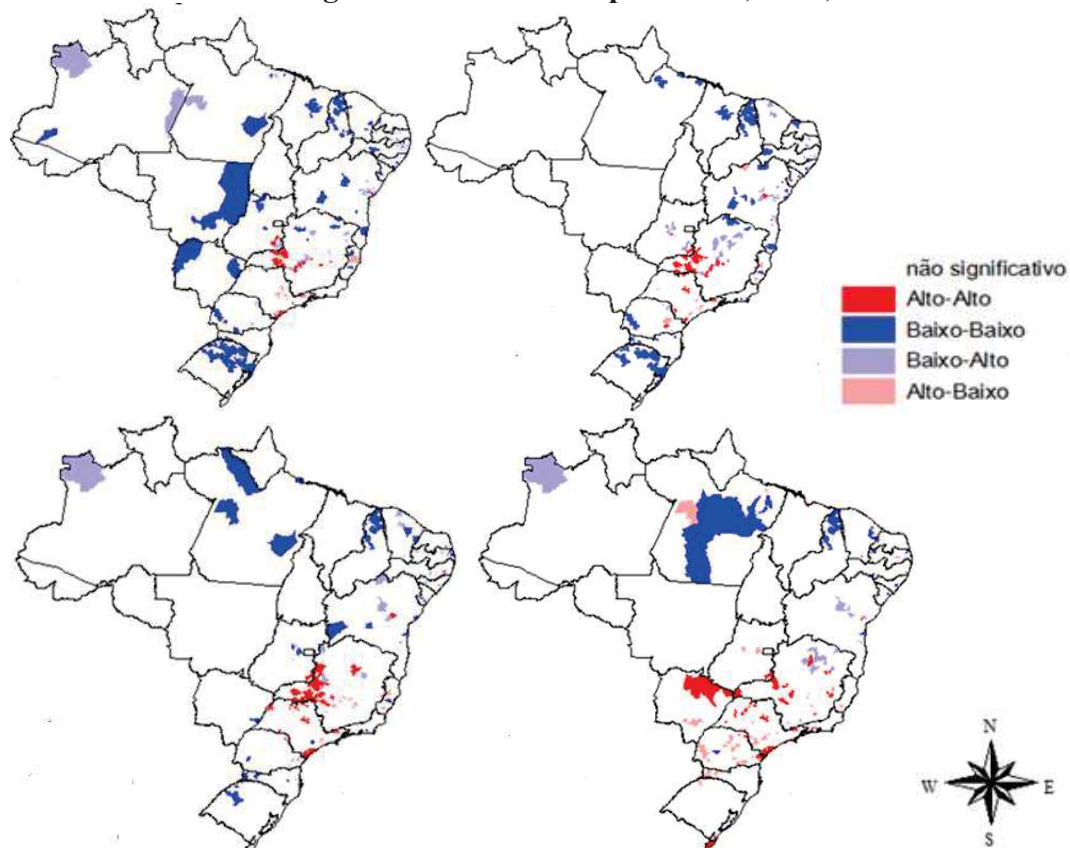


**Figura 5: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e o Percentual de Domicílios com Abastecimento de água para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



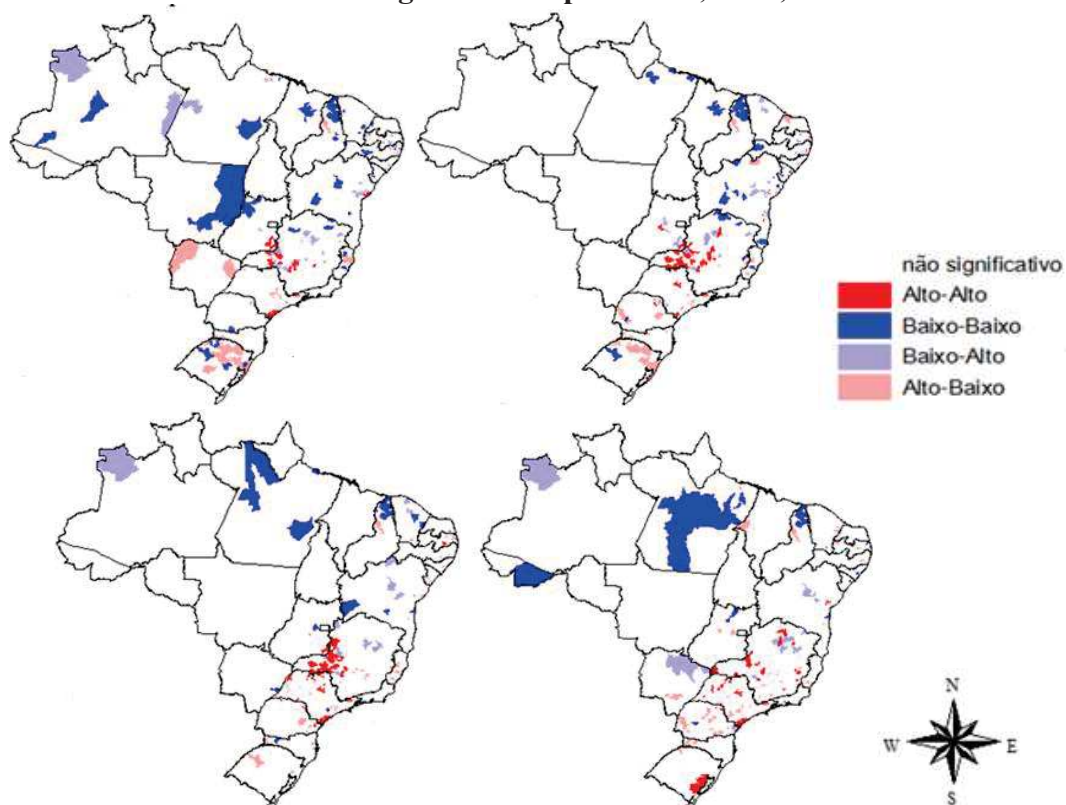
Fonte: Elaboração própria.

**Figura 6: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e o Percentual de Domicílios com Esgotamento Sanitário para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



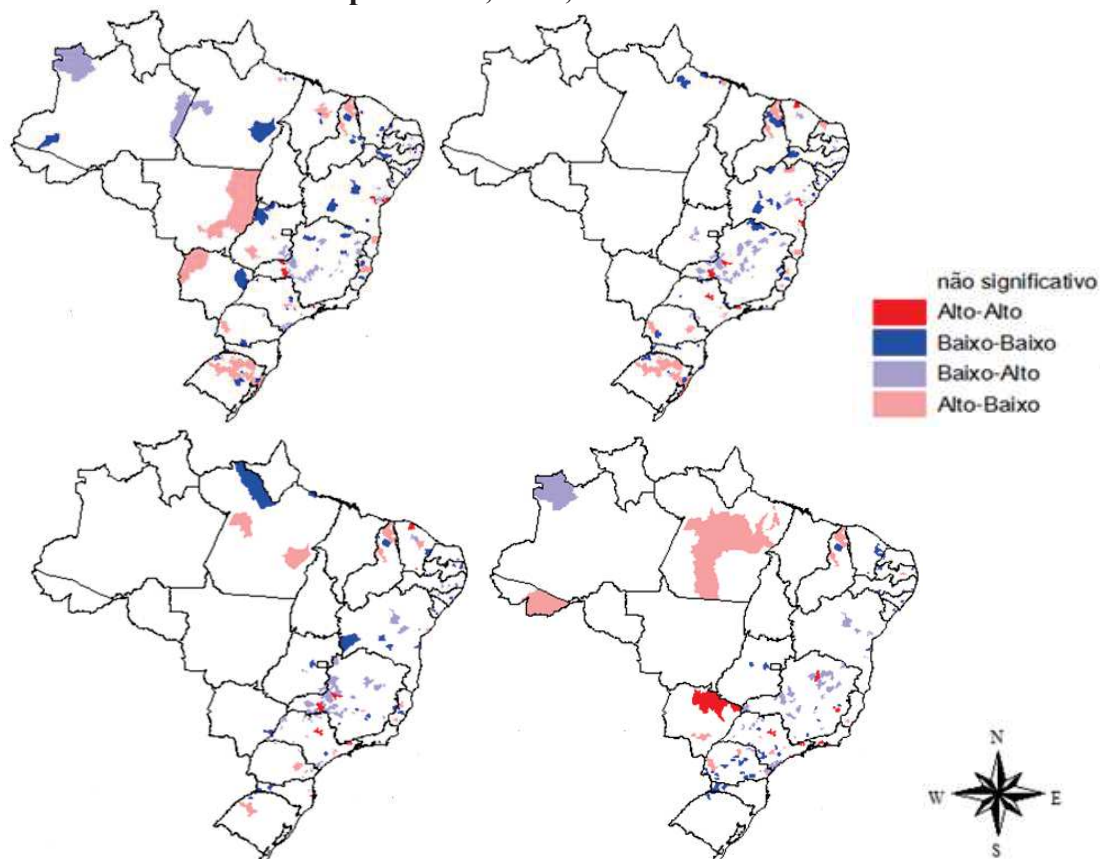
Fonte: Elaboração própria.

**Figura 7: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e o Percentual de Domicílios com Energia Elétrica para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



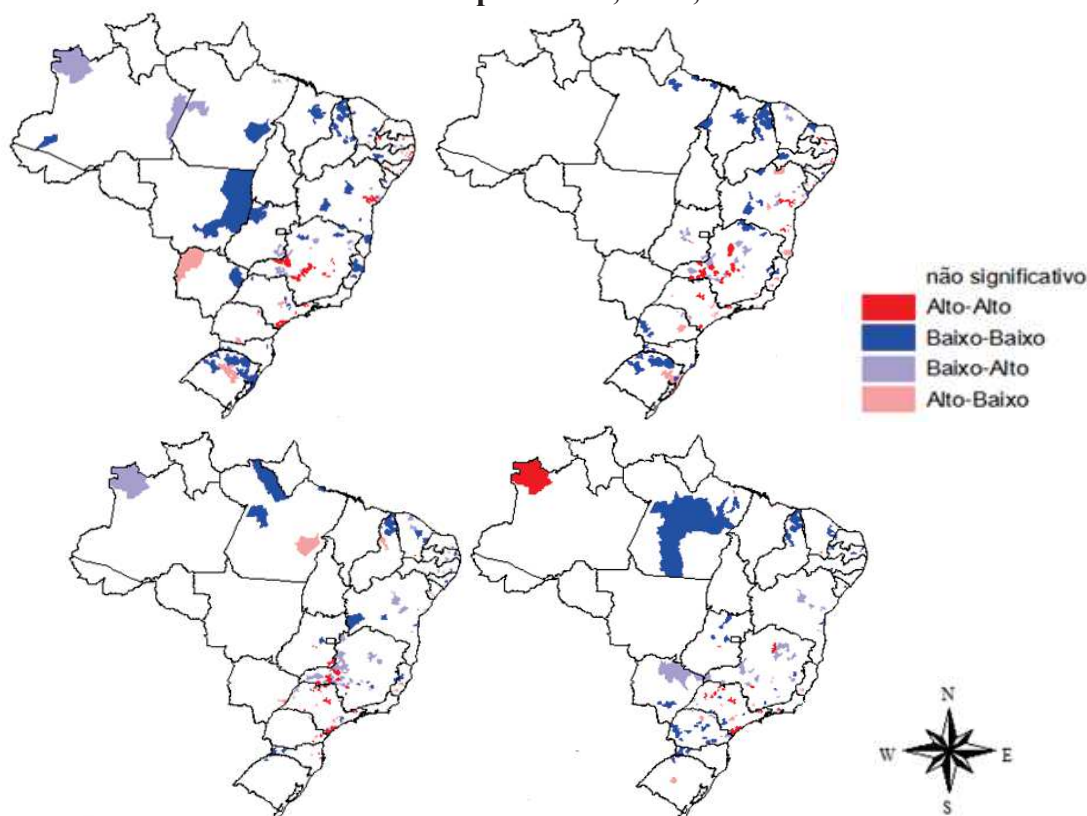
Fonte: Elaboração própria.

**Figura 8: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e a População para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



Fonte: Elaboração própria.

**Figura 9: Mapas de *Clusters* Bivariados do Indicador de Saúde Urbana e a Taxa de Mortalidade Total para 1980, 1991, 2000 e 2010.**



Fonte: Elaboração própria.

#### 4.2. Identificação dos Espaços Urbanos Saudáveis

Classificando-se como candidato a espaços urbanos saudáveis aqueles que se mantiveram no primeiro quarto da amostra, considerando-se o indicador de saúde urbana, em no mínimo dois anos consecutivos, sendo obrigatoriamente um desses anos 2010. São 149 os possíveis espaços urbanos saudáveis, os quais foram divididos em três grupos. Os espaços urbanos que se mantiveram no primeiro quarto nos anos de 1980, 1991, 2000 e 2010 (Grupo 1), somam 42. Observa-se, em alguns desses espaços, como em Mondaí (SC) e Santa Teresa (ES), uma grande queda da taxa de mortalidade infecto-parasitária de 1980 para 1991. Dentre os 35 espaços urbanos que a partir de 1991 (Grupo 2) se mantiveram no primeiro quarto, Angicos (RN), Cabedelo (PB) e São Gonçalo dos Campos (BA) foram os que conseguiram as maiores melhoras. A partir de 2000, mais 72 espaços urbanos se mantiveram no primeiro quarto (Grupo 3). Destaque para o espaço urbano de Esperança (PB) que conseguiu a maior melhora.

Os Estados do Tocantins, Acre, Mato Grosso, Rondônia e Roraima não apresentaram nenhum candidato a espaço urbano saudável, esses Estados precisam de uma política pública de incentivo a melhoria das condições de vida.

A fim de definir qual dos grupos é mais saudável, analisa-se a relação do indicador de saúde urbana com os DSS, comparando as médias de cada variável entre cada grupo. As médias das variáveis de: analfabetismo, desemprego, renda, densidade demográfica, água, esgotamento sanitário, eletricidade, mortalidade total e mortalidade por doenças infecto parasitárias são maiores para o grupo 2 do que no grupo 1. O contrário serve para as variáveis de distância e população.

Com relação ao grupo 2 comparativamente com o grupo 3, as médias das variáveis de densidade demográfica, distância e população é maior no último, entretanto as médias das variáveis de água e eletricidade são maiores no grupo 2. A média das variáveis de analfabetismo, desemprego, renda e mortalidade total são maiores no grupo 2, com exceção do ano de 1980 e a média das variáveis de esgotamento sanitário e do indicador de saúde urbana também são maiores no grupo 2 exceto para 2010.

Ainda na comparação das médias, evidencia-se o comportamento de queda na taxa de analfabetismo para os possíveis espaços urbanos saudáveis. Nas variáveis de renda, densidade demográfica, água,



esgotamento sanitário, eletricidade e população evidenciam-se o comportamento ascendente. A variável de desemprego apresenta sua menor média para o grupo 2 em todos os anos.

Os espaços urbanos do grupo a 1 apresentam as menores médias do indicador de saúde urbana para todos os anos. Esse resultado mostra que essas regiões buscam a melhora contínua dos serviços básicos a saúde da população.

Para verificar se os candidatos a espaços urbanos saudáveis possuem as melhores médias para as variáveis, utiliza-se um teste *t* de médias. A comparação na tabela 4 é feita entre os grupos 1, 2 e 3 com todos os espaços urbanos da amostra. Os valores advêm da diferença entre a média das variáveis da base de dados após o recorte dos espaços urbanos que apresentaram o indicador de saúde urbana em todos os anos (1224) com as médias das variáveis dos possíveis espaços urbanos saudáveis (149).

**Tabela 4: Teste *t* de médias entre os possíveis espaços urbanos saudáveis e os espaços da amostra.**

| Variáveis                                                                                               | 1980        | 1991        | 2000        | 2010        |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| <b>Grupo1 - indicador de saúde urbana no primeiro quarto da distribuição em 1980, 1991, 2000 e 2010</b> |             |             |             |             |
| Taxa de analfabetismo                                                                                   | -2.81       | -2.53       | -1.72       | -1.15       |
| Taxa de desemprego                                                                                      | -0.61       | 0.51        | 1.30        | 0.71        |
| Renda média domiciliar per capita                                                                       | 9.69**      | 39.04*      | 59.18*      | 49.79       |
| Densidade Demográfica                                                                                   | 155.65***   | 187.07***   | 202.54***   | 205.94**    |
| Percentual de domicílios com abastecimento de água                                                      | 15.05***    | 15.49***    | 11.56***    | 10.36***    |
| Percentual de domicílios com esgotamento sanitário                                                      | 13.55***    | 13.68***    | 17.32***    | 2.85*       |
| Percentual de domicílios com energia elétrica                                                           | 11.11*      | 6.71*       | 3.78*       | 1.09        |
| Distância da capital                                                                                    | -           | -           | 28.04       | -           |
| População                                                                                               | 37969.56*** | 44306.76*** | 45938.59*** | 48039.29*** |
| Taxa de mortalidade total                                                                               | 203.05***   | 106.41**    | 6.27        | -31.95      |
| Indicador de saúde urbana                                                                               | 46.99***    | 21.48***    | 17.94***    | 16.47***    |
| <b>Grupo 2 - indicador de saúde urbana no primeiro quarto da distribuição em 1991, 2000 e 2010</b>      |             |             |             |             |
| Taxa de analfabetismo                                                                                   | -6.34*      | -5.09       | -2.92       | -2.07       |
| Taxa de desemprego                                                                                      | -0.84       | -1.37**     | -1.60*      | -0.95       |
| Renda média domiciliar per capita                                                                       | 7.02        | 17.53       | 19.30       | 32.90       |
| Densidade Demográfica                                                                                   | 164.35***   | 199.20***   | 220.12***   | 237.54***   |
| Percentual de domicílios com abastecimento de água                                                      | 5.51        | 5.82        | -0.12       | 1.72        |
| Percentual de domicílios com esgotamento sanitário                                                      | 4.11        | 4.07        | 7.47        | 1.39        |
| Percentual de domicílios com energia elétrica                                                           | 3.39        | 0.98        | 1.28        | 0.31        |
| Distância da capital                                                                                    | -           | -           | 46.19       | -           |
| População                                                                                               | 48475.19*** | 57817.09*** | 63032.23*** | 67917.60*** |
| Taxa de mortalidade total                                                                               | -48.70      | -12.50      | -106.29     | -227.95     |
| Indicador de saúde urbana                                                                               | 2.51        | 20.17***    | 17.75***    | 15.75***    |
| <b>Grupo 3 - indicador de saúde urbana no primeiro quarto da distribuição em 2000 e 2010</b>            |             |             |             |             |
| Taxa de analfabetismo                                                                                   | -3.89       | -4.16*      | -2.97       | -2.4        |
| Taxa de desemprego                                                                                      | -1.23       | 0.56        | 0.57        | 0.13        |
| Renda média domiciliar per capita                                                                       | -14.63***   | 52.88***    | 91.19***    | 109.81***   |
| Densidade Demográfica                                                                                   | 159.99***   | 193.67***   | 205.92***   | 222.11***   |
| Percentual de domicílios com abastecimento de água                                                      | 7.16**      | 6.91*       | 5.32        | 3.22        |
| Percentual de domicílios com esgotamento sanitário                                                      | 6.31*       | 8.79*       | 9.11*       | 0.12        |
| Percentual de domicílios com energia elétrica                                                           | 6.88*       | 4.3         | 0.39        | 0.27        |
| Distância da capital                                                                                    | -           | -           | -8.51       | -           |
| População                                                                                               | 43897.51*** | 53518.28*** | 57315.78*** | 61674***    |
| Taxa de mortalidade total                                                                               | -56.47      | -8.3        | 29.96       | 31.193      |
| Indicador de saúde urbana                                                                               | 32.17       | 0.17        | 16.64***    | 15.94***    |

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Fonte: elaboração própria.

Não se verifica significância da variável de distância da capital em todos os grupos. A diferença das médias das variáveis densidade demográfica e população são significativas em todos os anos para todos os grupos. Para o grupo 1a diferença das médias das variáveis de analfabetismo e desemprego não são significativas, entretanto as variáveis de água, esgotamento sanitário e eletricidade são significativas para todos os anos. As variáveis de renda e eletricidade perdem significância com o passar dos anos até se tornarem não significativas em 2010.

O grupo 1 são os espaços urbanos que demonstram uma relação mais forte com os DSS o que pode ser explicado pela própria definição de Espaço Urbano Saudável, ou seja, tais espaços buscam continuamente a melhora do meio ambiente físico e social, tendo o tempo implicação positiva na maior associação entre o indicador de saúde urbana e os DSS. Esses espaços possuem os melhores resultados do indicador de saúde urbana, o que significa menores taxas de mortalidade. De outro lado, apresenta as maiores médias da população e densidade demográfica, o que demonstra que os espaços urbanos com maior acumulação de pessoas são aqueles onde as condições básicas de saúde são melhores atendidas. Tal associação positiva indica maior oferta de serviços, que estão presentes nas áreas com maior concentração populacional (RODRIGUES, 2010).

Para o grupo 2, a diferença nas médias das variáveis de renda, água, esgotamento sanitário, eletricidade e mortalidade total não são significativas. Para a taxa de analfabetismo a significância ocorre apenas para 1980, e para a taxa de desemprego a significância ocorre em 1991 e 2000.

Para o grupo 3, a diferença nas médias das variáveis de desemprego e mortalidade total não são significativas e a diferença para variável renda é significativa a 1% em todos os anos. As variáveis de água, esgotamento sanitário e eletricidade vão perdendo a fraca significância até se tornarem não significativas em 2010.

Resumindo, os possíveis espaços urbanos saudáveis possuem menores taxas de analfabetismo e desemprego. As variáveis de: renda, população, densidade demográfica, abastecimento de água, esgotamento sanitário, energia elétrica, taxa de mortalidade total e taxa de mortalidade por doenças infecto parasitárias possuem médias maiores que as médias de todos os espaços urbanos analisados.

Dos 149 possíveis espaços urbanos saudáveis, 55 mantêm no mínimo outros quatro indicadores em situações que os capacitem como saudáveis em outras esferas que não só a saúde: aqueles que são considerados saudáveis a partir de 1980 (grupo 1), são 19; os saudáveis a partir de 1991 (grupo 2), são 11; os saudáveis a partir de 2000 (grupo 3), são 25.

Observa-se que os estados das Regiões Sul e Sudeste apresentam os maiores números de possíveis espaços urbanos saudáveis em situação acima da média. Tal fato já era esperado, uma vez que as demais regiões detêm um número menor de candidatos a espaços urbanos saudáveis, além do que as Regiões Sul e Sudeste são as que detêm as melhores infraestruturas urbanísticas do país (DA MATA, 2007)<sup>23</sup>.

O Estado de São Paulo apresenta o maior número de possíveis espaços urbanos em melhores condições nos indicadores de analfabetismo, acesso à água, esgotamento sanitário e acesso à energia elétrica.

Para a variável renda, apenas 13 possíveis espaços urbanos saudáveis conseguem ficar acima da média dos demais. Neste sentido, Buss e Filho (2007) mostram que possuir renda superior aos demais não implica necessariamente possuir indicadores de saúde mais satisfatório.

Para respaldar a qualificação de um espaço urbano como saudável incorpora-se na análise outros indicadores. Para captar segurança pública, utiliza-se a taxa de homicídios de 2009, para captar necessidades básicas satisfeitas, utilizam-se o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) de 2000 e o Índice de Gini de 2010.

O Estado de Minas Gerais detém 9 espaços urbanos saudáveis. Uma possível explicação para tal pode estar associada ações de atenção básica a saúde. Como salienta Cruvinel (2009)<sup>24</sup>, o Estado de Minas, junto com os profissionais de saúde pública da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), desenvolve ações que buscam a melhora dos serviços do PSF e a promoção da saúde do idoso.

Por outro lado, o único espaço urbano saudável da Região Norte é Viseu no Estado Pará. Tal espaço fica na região amazônica e é protegido pelo Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais (IBAMA). Viseu está no grupo de espaços urbanos saudáveis a partir de 1980, possui quatro indicadores melhores que a média dos candidatos a espaços urbanos saudáveis. Possui a menor taxa de homicídios dos espaços urbanos saudáveis (1.80) e inferior a taxa do Pará.

Já na Região Nordeste, o único espaço urbano saudável é Escada, no Estado de Pernambuco. Escada está no grupo de espaços urbanos saudáveis a partir de 2000, possui quatro indicadores melhores que a média dos candidatos a espaços urbanos saudáveis. O Estado de Pernambuco conta com um plano de controle urbano-ambiental que busca contribuir para o desenvolvimento ordenado e sustentável dos municípios, contando desde 2003 com a Rede Pernambucana de Municípios Saudáveis.



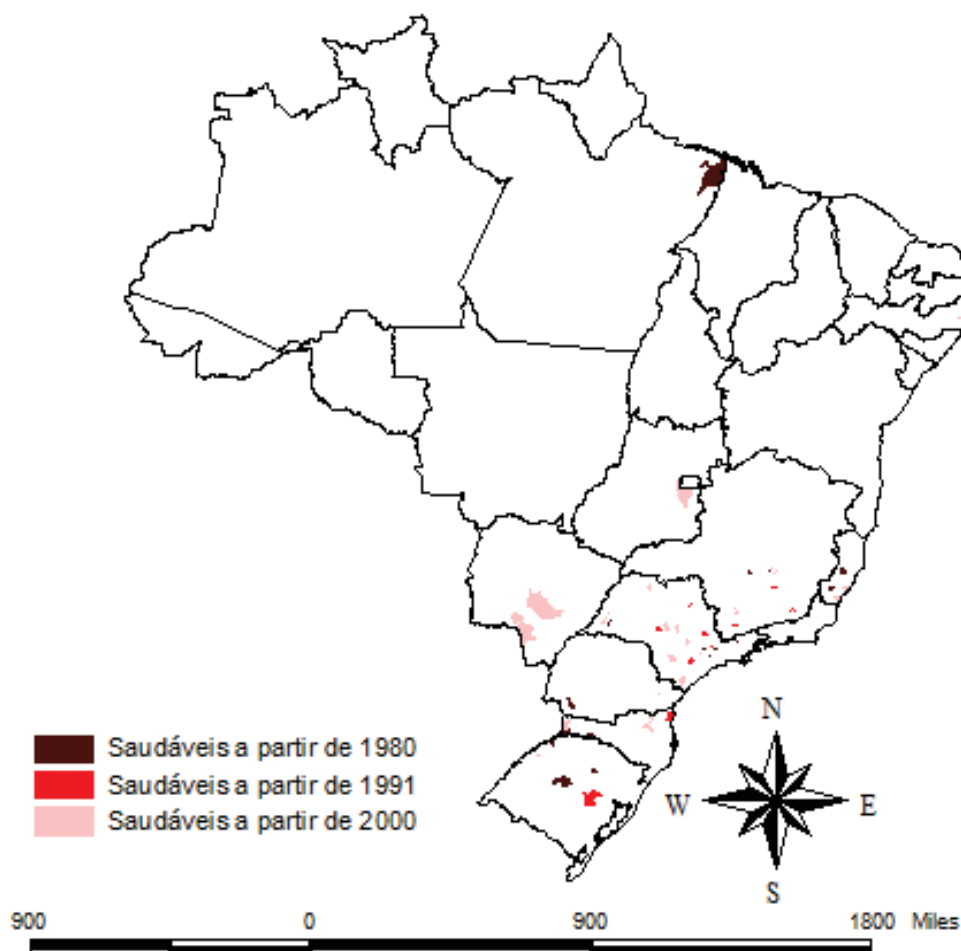
A Região Centro-Oeste possui 3 espaços urbanos saudáveis: Luiziana (GO), Ponta Porã (MS) e Rio Brilhante (MS). Estes estão no grupo de espaços urbanos saudáveis a partir de 2000. Dentre os três espaços urbanos saudáveis, Ponta Porã se destaca com o maior IDH, porém tal espaço possui a maior taxa de homicídios (68.47) dentre os espaços urbanos saudáveis.

O espaço urbano saudável que detém o melhor desempenho entre os indicadores é Cosmópolis (SP), que possui 9 indicadores em melhores condições que a média dos candidatos a saudáveis. Cosmópolis conta com aliança entre a prefeitura e a Universidade Paulista (UNIP), que faz o papel de intermediário entre governo e população, como exemplo a elaboração do projeto de implantação da usina de coleta seletiva (GAROFALO *et al.*, 2011)<sup>25</sup>.

Dentre os Estados que possuem ao menos um espaço urbano saudável, o Estado de Santa Catarina é o que tem a menor taxa de homicídios (13.09), o menor índice de Gini(0,497) e o maior IDH (0,822). Dos 12 candidatos a espaços urbanos saudáveis de Santa Catarina, 6 são enquadrados como saudáveis segundo os critérios estabelecidos neste artigo. No Estado de São Paulo, dos 26 candidatos a espaços urbanos saudáveis, 23 são considerados saudáveis. São Paulo possui a segunda menor taxa de homicídios (15.27), o índice de Gini menor que o do Brasil e o segundo maior IDH (0,820) dentre os Estados.

Através da figura 10 visualiza-se a dispersão espacial dos 55 espaços urbanos saudáveis no Brasil, tais espaços estão divididos pela classificação do ano que se tornam saudáveis. Observa-se que o maior número desses espaços urbanos saudáveis estão concentrados nas Regiões Sul e Sudeste. Os três espaços urbanos saudáveis na Região Centro-Oeste e o da Região Nordeste são do grupo3 a partir de 2000, o que demonstra a preocupação mais recente com a promoção da saúde nessas regiões.

**Figura 10: Mapa de Distribuição dos Espaços Urbanos Saudáveis.**



Fonte: elaboração própria.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo investigou o tema Município Saudável objetivando dar os primeiros indícios quantitativos da relação do indicador de saúde urbana com os determinantes sociais da saúde. Mais especificamente, buscou-se identificar e mapear os espaços urbanos saudáveis no Brasil, bem como verificar a existência de *clusters* espaciais além de capturar as mudanças ocorridas nestes ao longo do tempo. Além disso, objetivou capturar os DSS capazes de influenciar na qualidade de vida dos espaços urbanos.

O grande desafio para estudos sobre determinantes sociais de saúde está na hierarquização dos indicadores que possuem natureza social, econômica e política, pois não há uma relação direta de causa-efeito entre eles. Assim, nem sempre é possível quantitativamente obter o resultado esperado, tão pouco uma ligação entre a teoria e os resultados obtidos. Dessa forma entende-se, por exemplo, a fraca correlação entre os indicadores de saúde e os macro indicadores de riqueza de uma sociedade, como renda per capita e taxa de analfabetismo.

O trabalho utilizou como base de dados a união de dois bancos de dados: o banco de dados de saúde (DATASUS); e os microdados dos Censos, ambos para os anos 1980, 1991, 2000 e 2010. As informações para espaços urbanos foram compatibilizadas em Áreas Mínimas Comparadas - AMCs (espaços urbanos). Utilizaram-se como ferramentas metodológicas a análise da partição da base de dados em quartis, comparação e teste *t* de médias, além da análise exploratória de dados espaciais (AEDE).

Adotou-se como indicador de saúde urbana a taxa de mortalidade por doenças infecto parasitárias. Tais doenças são associadas ao aumento do processo de urbanização podendo ser evitadas com acesso aos serviços básicos de saúde, além do fornecimento das condições sanitárias adequadas para população.

Foram identificados como DSS os indicadores de renda, analfabetismo, desemprego, mortalidade total, água encanada, esgotamento sanitário, energia elétrica, distância da capital, densidade demográfica e população. Os indicadores Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – (IDH-M), Índice de Gini e taxa de homicídios também foram incluídos para respaldar a qualificação de um espaço urbano como saudável.

Considerou-se como um possível espaço urbano saudável aquele que apresentou o indicador de saúde urbana no primeiro quarto da distribuição em dois anos consecutivos, incluindo o último ano 2010.

Dos 1224 espaços urbanos apenas 149 foram considerados possíveis espaços urbanos saudáveis, ou seja, possuem melhor indicador de saúde que os demais. Dentre esses, os 42 que se mantiveram com o indicador de saúde urbana no primeiro quarto da distribuição desde 1980 foram aqueles que apresentaram os melhores resultados ao analisar os determinantes sociais da saúde. Dos 149 apenas 55 foram considerados saudáveis, pois possuem quatro dos DSS em melhores condições que os demais.

Em termos espaciais observa-se o aumento da aleatoriedade espacial nos espaços urbanos saudáveis. O mesmo é verificado nos determinantes sociais da saúde. A dispersão pode ser explicada pelo fato das políticas que visam à melhora na qualidade de vida ser cada vez mais de cunho local. Ou seja, tais políticas focam na melhora das condições de vida da população local, sendo o governo municipal o principal agente de gestão e organização dos recursos.

Para melhora da qualidade de vida, as políticas locais devem ser integradas, isto é, não podem focar somente na área da saúde, devem atender outras áreas como educação, emprego, saneamento básico e lazer, dentre outras. Como exemplo de política integrada e de gerência local destaque para o Programa Saúde da Família - PSF, política inicialmente desenvolvida pelo governo federal, cuja responsabilidade de gestão fica a cargo dos municípios. Outro exemplo de política pública local foi a desenvolvida em Dionísio Cerqueira (SC), espaço urbano classificado como possivelmente saudável a partir de 2000, o qual no final da década de 1990 adotou uma política de desenvolvimento local focada em ações práticas como a instalação de uma usina de reciclagem de lixo e uma estação de tratamento de água.

Observou-se que grande parte dos espaços urbanos saudáveis, cinquenta, encontra-se nas Regiões Sul e Sudeste, regiões estas que detêm os melhores DSS do país, entretanto o Estado do Rio de Janeiro não apresentou nenhum espaço urbano saudável. As Regiões Norte e Nordeste apresentaram apenas um espaço urbano saudável cada enquanto a Região Centro Oeste apresentou três. Além disso, destaca-se que os Estados do Acre, Roraima, Rondônia, Tocantins e Mato Grosso não apresentaram nenhum possível espaço urbano saudável.

## Referências.

- <sup>1</sup>. VIANNA, P. V.C; OLIVEIRA, J. Saúde e Cidade: possibilidades e limites de transformação urbana nas propostas da saúde coletiva. **XIV Encontro Nacional da ANPUR**. Rio de Janeiro, 2011.
- <sup>2</sup>. ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DE SAÚDE (OMS). Comissão de Determinantes Sociais em Saúde. Relatório Final. Disponível em: [http://determinantes.saude.bvs.br/docs/Relatorio\\_Final\\_CDSS\\_OMS.pdf](http://determinantes.saude.bvs.br/docs/Relatorio_Final_CDSS_OMS.pdf)(acesso em 03/12/11).
- <sup>3</sup>. WERNA, E. As políticas urbanas das agências multilaterais de cooperação internacional para países em desenvolvimento. **Espaço e debates** (39): 10-12, 1996.
- <sup>4</sup>. HANCOCK, T. The evolution, impact and significance of the healthy cities/healthy communities' movement. **Journal of Public Health Policy**, 14(1): 5-18, 1993.
- <sup>5</sup>. ORGANIZAÇÃO PANAMERICANA DE SAÚDE (OPAS). Divisão de Promoção e Proteção da Saúde. Municípios e comunidades saudáveis: guia dos prefeitos para promover qualidade de vida. Disponível em: [http://www.paho.org/Portuguese/AD/SDE/HS/MCS\\_Recomendacoes.pdf](http://www.paho.org/Portuguese/AD/SDE/HS/MCS_Recomendacoes.pdf) (acesso em 03/12/11).
- <sup>6</sup>. ALMEIDA, E. S. Cidade/município saudável – a questão estratégica: o compromisso político. **Saúde Social**, 6:71-81, 1997.
- <sup>7</sup>. FLYNN, B. C. **Healthy Cities – toward worldwide health promotion**. *RevPublic Health*, 17: 299-309, 1996.
- <sup>8</sup>. MENDES, R. **Cidades saudáveis no Brasil e os processos participativos: o caso de Jundiaí e Maceió**. Tese de doutorado: USP, 2000.
- <sup>9</sup>. WESTPHAL, M. F., MENDES, R. Cidade Saudável: uma experiência de Interdisciplinaridade e intersetorialidade. **Revista de Administração Pública – RAP** - Rio de Janeiro, FGV, 34 (6): 47-61, Nov./Dez. 2000.
- <sup>10</sup>. DUHL, L. J. Ciudades Sanas: mito ou realidad. In Ashton, J., organizador. **Ciudades Sanas**. Barcelona: Masson, p. 15 – 21, 1993.
- <sup>11</sup>. BUSS, P.M e FILHO, A. P. A Saúde e seus Determinantes Sociais. **Rev. Saúde Coletiva**. Rio de Janeiro, 17 (1): 77-93, 2007.
- <sup>12</sup>. FORUM 21:Cidade do Rio de Janeiro. Informe n. 2, abr. 2000.
- <sup>13</sup>. AKERMAN, M; MENDES, R; BÓGUS, C.M; WESTPHAL. M. F; BICHIR, A e PREDROSA, M. L. Avaliação em promoção da saúde: foco no “município saudável”. **Rev. Saúde Pública**, 36(5): 638-46, 2002.
- <sup>14</sup>. MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Doenças Infecciosas e Parasitárias**. Brasil, Brasília-DF; 2010.
- <sup>15</sup>. DOYLE, Y. G. *et al*. Practical lessons in using indicators of determinants of health across 47 European cities, **Health Promotion International**, Vol. 14 N° 4, p. 289-299, 1999.
- <sup>16</sup>. SEN, A. Why health equity? **Health Economics**. Vol. 11, p. 659–666, 2002.
- <sup>17</sup>. KRIEGER N. A Glossary for social epidemiology. **J. Epidemiology Community Health**, n. 55, p. 693-700, 2001.
- <sup>18</sup>. TARLOV, A. Social Determinants of Health: the sociobiological translation. In: BUSS, P.M e FILHO, A. P. A Saúde e seus Determinantes Sociais. **Rev. SaúdeColetiva**. Rio de Janeiro, 17 (1): 77-93, 2007.
- <sup>19</sup>. FERRAZ, S. T. **Cidades saudáveis: uma urbanidade para 2000**. Brasília, Paralelo 15, 103 p.,1999.
- <sup>20</sup>. RODRIGUES, C. R. **Dinâmica demográfica e internações hospitalares: uma visão prospectiva para o Sistema Único de Saúde (SUS) em Minas Gerais, 2007 a 2050**. Tese de doutorado - CEDEPLAR – UFMG, Minas Gerais, 2010.
- <sup>21</sup>. RODRIGUES, R. N., ALFRADIQUE, M. E. M., **Identificação e caracterização dos aglomerados de saúde do estado de Minas Gerais** (Mimeogr.) 47 p., 2001.
- <sup>22</sup>. ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA.**GeographicalAnalysis**, 27, n.2, 1995.
- <sup>23</sup>. DA MOTTA, G. P. **O setor de saúde e seus impactos intersetoriais: uma abordagem de equilíbrio geral computável para a economia brasileira**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2010.
- <sup>24</sup>. CRUVINEL, T. A. C. **Promoção da saúde e qualidade de vida nos idosos na saúde da família**. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Minas Gerais, Uberaba- MG, 2009.

<sup>25</sup>. GAROFOLO, A. C. S.; TORRES, T. Z.; COSTA, F. A. Implantação da coleta seletiva de lixo na cidade de Cosmópolis, São Paulo: qualidade e sustentabilidade.**II Congreso Internacional Sociedad Digital**.Madri, 2011.

# Modelo de Solow Espacial com Custo de Transporte

**João Plínio Juchem Neto**

Universidade Federal do Pampa - Campus Alegrete  
97546-550, Alegrete, RS  
E-mail: plinio@unipampa.edu.br

**Julio Cesar Ruiz Claeysen**

Universidade Federal do Rio Grande do Sul - Instituto de Matemática  
91509-900, Porto Alegre, RS  
E-mail: julio@mat.ufrgs.br

**Resumo:** Neste trabalho introduzimos custo de transporte no Modelo de Solow Espacial e, através de uma análise de estabilidade linear de seu ponto de equilíbrio espacialmente homogêneo, mostramos que existe um valor crítico para este custo onde o comportamento dinâmico da economia se altera, desde que a intensidade de migração da mão-de-obra (e o tamanho da economia) seja grande o suficiente. Se o custo de transporte é maior do que este valor, o equilíbrio é estável, e a economia converge para um estado homogêneo. Caso o custo de transporte seja menor do que este valor crítico, o equilíbrio é instável e a economia desenvolve uma dinâmica espaço-temporal mais complexa, podendo haver a formação de aglomerados econômicos estáveis, de ciclos econômicos periódicos ou de ciclos aperiódicos ou caóticos, comportamentos estes demonstrados através de simulações numéricas em uma dimensão espacial.

*Classificação JEL: R12, O40.*

*Palavras-Chave: Modelo de Solow Espacial, Ciência Regional, Ciclos Econômicos, Aglomerados Econômicos.*

*Área 4: Ciência Regional e Urbana.*

**Abstract:** In this work we introduce transport cost in the Spatial Solow Model, and through a linear stability analysis of its spatially homogeneous equilibrium point we show that exists a critical value for this cost where the dynamic behavior of the economy changes, provided the capital-induced labor migration intensity (and the size of the economy) is big enough. On one hand, if the transport cost is bigger than this critical value, the equilibrium is stable, and the economy converges to a homogeneous state; on the other hand, if the transport cost is smaller than this critical value, the equilibrium is unstable, and the economy develops a richer spatio-temporal dynamics, with the formation of stable economic clusters, periodic economic cycles or aperiodic (or chaotic) cycles. We demonstrate these behaviors through numerical simulations in one spatial dimension.

*JEL Classification: R12, O40.*

*Keywords: Spatial Solow Model, Regional Science, Economic Cycles, Economic Agglomerations.*

*Area 4: Urban and Regional Science.*



# 1 Introdução

Na literatura podemos encontrar duas grandes linhas de pesquisa cujo intuito é estudar a dinâmica espaço-temporal de uma economia e, em particular, descrever como se dá o processo de aglomeração econômica. A primeira destas linhas é mais antiga (década de 1950 em diante) e advém da área de estudos denominada Ciência Regional, a qual possui um viés macroeconômico [12, 13]; a segunda, mais recente (década de 1990 em diante), é denominada de Nova Geografia Econômica (NGE), e trabalha com modelos microeconômicos. O modelo fundamental desta segunda linha é chamado Modelo de Centro-Periferia, e um de seus principais resultados é que o custo de transporte deve ser menor do que um determinado valor crítico para que haja formação de aglomerados econômicos [10, 11].

Talvez devido ao sucesso e ampla aceitação da NGE, nos anos 2000 há uma espécie de renascimento da Ciência Regional [16], com a publicação de uma série de artigos propondo e analisando modelos macroeconômicos de crescimento econômico espacial [5, 3, 4, 6, 7, 8, 2]. Matematicamente estes modelos são expressos como sistemas de equações diferenciais parciais com termos de reação e difusão, os quais são acoplados e não-lineares, não apresentando, no geral, soluções analíticas.

Recentemente, em [14, 15], é proposta uma generalização do Modelo de Solow Espacial até então encontrado na literatura [5, 3, 4, 7, 8], levando em consideração a interação entre as distribuições de capital e mão-de-obra (m-o). Neste trabalho é mostrado que a existência de uma migração de m-o induzida pelo capital é condição necessária para que haja a formação endógena de aglomerados e ciclos econômicos.

O presente trabalho tem por objetivo introduzir custo de transporte do produto agregado no modelo considerado em [14, 15] e, através de uma análise de estabilidade linear, mostrar que se este custo for suficientemente baixo, o modelo apresenta um regime de instabilidade onde pode haver a formação de aglomerados estáveis, ciclos econômicos periódicos ou aperiódicos, comportamentos estes verificados através de simulações numéricas. Assim, com este resultado reproduzimos, através de um modelo macroeconômico, um resultado fundamental da Nova Geografia Econômica.

## 2 O Modelo

Neste modelo consideramos um continuum de economias locais representado pelo intervalo compacto  $\Omega = [0, l] \in \mathbb{R}$ , onde  $l > 0$  é o tamanho da economia. Cada ponto  $x \in \Omega$  é uma unidade produtora local possuindo uma densidade de capital  $K(t, x) > 0$  e de mão-de-obra  $L(t, x) > 0$ . Estes fatores são então utilizados na produção de um bem agregado,  $Y(t, x)$ , através de uma função de produção de Cobb-Douglas,  $Y(t, x) = AK^\phi L^{1-\phi}$ , onde  $A > 0$  é o nível de tecnologia e  $\phi \in (0, 1)$  é a intensividade no uso do capital, ambos parâmetros constantes ao longo de toda a economia. Além disso, consideramos que a taxa de crescimento natural da mão-de-obra em cada ponto é dado por uma função logística, o que implica que esta será limitada no longo prazo.

A formulação matemática do modelo, que é derivado a partir de equações de conservação de capital e trabalho ao longo de toda a economia [14, 15], é dado pelo seguinte sistema acoplado de equações diferenciais parciais com termos de reação, difusão e advecção:

$$\partial_t K = (sAK^\phi L^{1-\phi} - \delta K) + d_K \partial_{xx} K + \rho_K d_K \partial_x K \quad (1a)$$

$$\partial_t L = L(a - bL) + d_L \partial_{xx} L - \chi_L \partial_x (L \partial_x K) \quad (1b)$$

$$K(0, x) = K_0(x), \quad L(0, x) = L_0(x) \quad (1c)$$

$$\partial_x K(t, 0) = 0, \quad \partial_x L(t, l) = 0 \quad (1d)$$

onde  $s \in (0, 1)$  é a taxa de poupança,  $\delta \in (0, 1)$  é a taxa de depreciação do capital,  $a > 0$  é a taxa de crescimento da m-o e  $b > 0$  é o seu coeficiente de auto-limitação;  $d_K$ ,  $d_L$  são os coeficientes de difusão do capital e da m-o, respectivamente (o capital/m-o tende a se difundir para regiões onde há menos capital/m-o disponível, o que respeita o princípio neoclássico do retorno marginal decrescente dos fatores, [1]);  $\chi_L$  é o coeficiente de migração da m-o induzida pelo capital (para regiões onde há mais capital disponível); e  $\rho_K \in (0, 1)$  é o custo de transporte do produto agregado em termos físicos. O termo  $\rho_K d_K \partial_x K$  na equação (1a) segue do pressuposto de que cada localidade paga uma fração  $\sigma_K$  do fluxo do produto agregado passando por ela como custo de transporte (páginas 111-112 de [13]).

As distribuições iniciais de capital e m-o são dadas por (1c), e quanto às condições de contorno, consideramos que a economia é uma autarquia, ou seja, que não há transferência de capital e de m-o através de suas fronteiras. Desta forma impomos condições de contorno do tipo Neumann homogêneas (1d).

Para fins de análise, é conveniente considerar este modelo em forma adimensional. Para tanto, definimos as variáveis adimensionais:

$$K^* = \frac{K}{K_\infty}, \quad L^* = \frac{L}{L_\infty}, \quad t^* = at, \quad x^* = \sqrt{\frac{a}{d_K}} x, \quad (2)$$

onde  $K_\infty = \frac{a}{b} \left(\frac{sA}{\delta}\right)^{\frac{1}{1-\phi}}$  e  $L_\infty = \frac{a}{b}$  são os pontos de equilíbrio espacialmente homogêneos de coexistência para as distribuições de capital e mão-de-obra do modelo (1a)-(1d), respectivamente. Substituindo (2) em (1a)-(1d), e desconsiderando os asteriscos para manter a simplicidade notacional, obtemos o sistema em forma adimensional:

$$\partial_t K = \beta K(K^{\phi-1} L^{1-\phi} - 1) + \partial_{xx} K + \rho \partial_x K \quad (3a)$$

$$\partial_t L = L(1 - L) + d \partial_{xx} L - \chi \partial_x (L \partial_x K) \quad (3b)$$

$$K(0, x) = K_0(x), \quad L(0, x) = L_0(x) \quad (3c)$$

$$\partial_x K(t, 0) = 0, \quad \partial_x L(t, l) = 0 \quad (3d)$$

onde  $\beta = \frac{\delta}{a}$ ,  $d = \frac{d_L}{d_K}$ ,  $\chi = \frac{a}{b} \frac{\chi_L}{d_K} \left(\frac{sA}{\delta}\right)^{\frac{1}{1-\phi}}$  e  $\rho = \rho_K \sqrt{\frac{d_K}{a}}$ . Note que agora os pontos de equilíbrio espacialmente homogêneos do modelo estão normalizados, isto é,  $K_\infty = L_\infty = 1$ .

Segue de [9], com pequenas modificações, o seguinte resultado que garante que se as distribuições iniciais de capital e m-o são não-negativas então estas sempre são não-negativas, o que garante a factibilidade econômica das soluções do modelo.

**Proposição 1** - Considere  $K_0(x)$  e  $L_0(x)$  distribuições iniciais de capital e mão-de-obra não-negativas. Se  $K(t, x)$  e  $L(t, x)$  são funções  $\mathcal{C}^1$  em relação a  $t$  e  $\mathcal{C}^2$  em relação a  $x$ , então as soluções de (1a)-(1d) (e também de (3a)-(3d)) são sempre não-negativas.

### 3 Análise de Estabilidade

Definindo o vetor  $\mathbf{U} = (K, L)^\top$ , podemos escrever o sistema (3a)-(3d) em forma vetorial:

$$\partial_t \mathbf{U} = \mathbf{f}(\mathbf{U}) + \mathbf{D} \partial_{xx} \mathbf{U} + \mathbf{w}(\mathbf{U}) \quad (4a)$$

$$\mathbf{U}(0, x) = \mathbf{U}_0(x) \text{ on } \Omega \quad (4b)$$

$$\partial_x \mathbf{U}(t, x) = \mathbf{0} \text{ on } \partial\Omega \quad (4c)$$

onde:

$$\mathbf{D} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & d \end{pmatrix}, \quad \mathbf{f}(\mathbf{U}) = \begin{pmatrix} h \\ g \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta K(K^{\phi-1} L^{1-\phi} - 1) \\ L(1 - L) \end{pmatrix} \text{ e } \mathbf{w}(\mathbf{U}) = \begin{pmatrix} \rho \partial_x K \\ -\chi \partial_x (L \partial_x K) \end{pmatrix}. \quad (5)$$

A seguir iremos analisar a estabilidade linear do único ponto de equilíbrio espacialmente homogêneo de coexistência de (4a)-(4c):

$$\mathbf{U}_\infty = (K_\infty, L_\infty)^\top = (1, 1)^\top, \quad (6)$$

seguindo [17, 18]. Definindo uma perturbação espacialmente não-homogênea de pequena amplitude deste equilíbrio,  $\mathbf{u} = \mathbf{U} - \mathbf{U}_\infty = (u^K, u^L)^\top$ , podemos linearizar (4a)-(4c) em torno de  $\mathbf{U}_\infty$ . Usando o Teorema de Taylor e desconsiderando os termos de maior ordem obtemos:

$$\frac{\partial \mathbf{u}}{\partial t} + \mathbf{D}_\chi \frac{\partial^2 \mathbf{u}}{\partial x^2} + \mathbf{D}_\rho \frac{\partial \mathbf{u}}{\partial x} = \mathbf{A} \mathbf{u} \quad (7)$$

onde:

$$\mathbf{A} = \left( \begin{array}{cc} \frac{\partial h}{\partial K} & \frac{\partial h}{\partial L} \\ \frac{\partial g}{\partial K} & \frac{\partial g}{\partial L} \end{array} \right) \Big|_{\mathbf{U}_\infty} = \left( \begin{array}{cc} -\beta(1-\phi) & \beta(1-\phi) \\ 0 & -1 \end{array} \right) \quad (8)$$

é a matriz Jacobiana de  $\mathbf{f}$  calculada no ponto  $\mathbf{U}_\infty$ ,  $\mathbf{D}_\chi = \left( \begin{array}{cc} -1 & 0 \\ \chi & -d \end{array} \right)$  e  $\mathbf{D}_\rho = \left( \begin{array}{cc} -\rho & 0 \\ 0 & 0 \end{array} \right)$ . Aplicando a transformada espacial de Fourier em (7), obtemos o seguinte sistema de primeira ordem dependente do tempo:

$$\partial_t \tilde{\mathbf{u}} - k^2 \mathbf{D}_\chi \tilde{\mathbf{u}} + ik \mathbf{D}_\rho \tilde{\mathbf{u}} = \mathbf{A} \tilde{\mathbf{u}} \quad (9)$$

onde  $\tilde{\mathbf{u}}(t, k)$  é a transformada de Fourier de  $\mathbf{u}(t, x)$ . Assim, a perturbação pode ser representada como a soma de ondas harmônicas espaciais  $e^{-ikx} \tilde{\mathbf{u}}(t, k)$ :

$$\mathbf{u}(t, x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ikx} \tilde{\mathbf{u}}(t, k) dk \quad (10)$$

onde  $\tilde{\mathbf{u}}(t, k)$  é solução de (9), isto é:

$$\partial_t \tilde{\mathbf{u}} = (\mathbf{A} + k^2 \mathbf{D}_\chi - ik \mathbf{D}_\rho) \tilde{\mathbf{u}}. \quad (11)$$

Podemos resolver a equação (11) usando o método de Euler envolvendo os autovalores da matriz  $(\mathbf{A} + k^2 \mathbf{D}_\chi - ik \mathbf{D}_\rho)$  para cada número de onda  $k$ . Procurando soluções exponenciais  $e^{\sigma t} \mathbf{v}$  para (11), obtemos o problema de autovalor  $\sigma \mathbf{v} = (\mathbf{A} + k^2 \mathbf{D}_\chi - ik \mathbf{D}_\rho) \mathbf{v}$ , ou, equivalentemente, precisamos encontrar soluções não-triviais  $\mathbf{v}$  para o sistema:

$$\mathbf{M} \mathbf{v} = (\sigma \mathbf{I} - \mathbf{A} - k^2 \mathbf{D}_\chi + ik \mathbf{D}_\rho) \mathbf{v} = \mathbf{0},$$

o qual pode ser escrito como:

$$\left( \begin{array}{cc} (\sigma + \beta(1-\phi) + k^2 - i\rho k) & -\beta(1-\phi) \\ -\chi k^2 & (\sigma + dk^2 + 1) \end{array} \right) \left( \begin{array}{c} C \\ D \end{array} \right) = \left( \begin{array}{c} 0 \\ 0 \end{array} \right), \quad (12)$$

onde  $i = \sqrt{-1}$  e  $\sigma(k)$  é a taxa de crescimento do modo com número de onda  $k$  e amplitude  $\mathbf{v} = (C, D)^\top$ . O sistema linear (12) admite solução não-trivial se e somente se  $\mathbf{M}$  é singular, isto é, se:

$$P(\sigma) = \det \mathbf{M} = (\sigma + \beta(1-\phi) + k^2 - i\rho k)(\sigma + dk^2 + 1) - \beta(1-\phi)\chi k^2 = 0. \quad (13)$$

Esta equação característica pode convenientemente ser reescrita como:

$$P(\sigma) = \sigma^2 + \hat{z}\sigma + \hat{w} = 0 \quad (14)$$

onde:

$$\hat{z} = z + ib = [(1+d)k^2 + \beta(1-\phi) + 1] + i(-\rho k) \quad (15a)$$

$$\hat{w} = w + id = \{dk^4 + [\beta(1-\phi)(d-\chi) + 1]k^2 + \alpha\beta(1-\phi)\} + i[-\rho k(dk^2 + 1)] \quad (15b)$$

Observe que o parâmetro  $\rho$ , envolvendo o custo de transporte, aparece apenas nas partes imaginárias de  $\hat{z}$  e  $\hat{w}$ . A seguir iremos utilizar a seguinte definição em nossa análise: o equilíbrio espacialmente homogêneo  $\mathbf{U}_\infty$  é (linearmente) estável se  $\text{Re}\{\sigma\} < 0$ , i.e., se todos os modos vão para zero quando  $t \rightarrow \infty$ .

**Proposição 2** - Para que o ponto de equilíbrio  $\mathbf{U}_\infty$  seja linearmente instável é necessário que a seguinte relação de dispersão seja satisfeita:

$$d(d - zb) > z^2w \quad (16)$$

onde  $b$ ,  $d$ ,  $z$  e  $w$  são dados em (15a)-(15b).

**Prova:** As duas raízes de (14) são dadas por:

$$\sigma_1 = \frac{1}{2} \left( -\hat{z} + \sqrt{\hat{z}^2 - 4\hat{w}} \right) \text{ e } \sigma_2 = \frac{1}{2} \left( -\hat{z} - \sqrt{\hat{z}^2 - 4\hat{w}} \right).$$

cujas partes reais são:

$$\text{Re}\{\sigma_1\} = \frac{1}{2} \left( -z + \sqrt{\frac{\sqrt{e^2 + f^2} + e}{2}} \right) \text{ e } \text{Re}\{\sigma_2\} = \frac{1}{2} \left( -z - \sqrt{\frac{\sqrt{e^2 + f^2} + e}{2}} \right),$$

sendo  $e = z^2 - b^2 - 4w$  e  $f = 2zb - 4d$ . Como  $\text{Re}\{\sigma_2\}$  é sempre negativa,  $\mathbf{U}_\infty$  será instável se e somente se  $\text{Re}\{\sigma_1\} > 0$ . Após alguma álgebra podemos mostrar que esta condição é equivalente ao resultado desejado (16)  $\square$

Se não há custo de transporte, isto é, se  $\rho_K = 0$  ( $\Leftrightarrow \rho = 0$ ), então  $b = d = 0$  e (16) se reduz a  $z^2w < 0$ . Isto nos dá o seguinte corolário:

**Corolário 1** - Se não há custo de transporte, ou seja, se  $\rho = 0$ , então  $\mathbf{U}_\infty$  é instável se e somente se  $w < 0$ .

Neste caso particular, recuperamos o resultado obtido em [14, 15], o qual implica que existe um valor crítico para a intensidade de migração da mão-de-obra induzida pelo capital  $\bar{\chi}$  tal que se  $\chi < \bar{\chi}$ , o ponto de equilíbrio  $\mathbf{U}_\infty$  é estável, e se  $\chi > \bar{\chi}$ ,  $\mathbf{U}_\infty$  é instável. Além disto, tal valor crítico é dado por:

$$\bar{\chi} = \left( \sqrt{\frac{1}{\beta(1-\phi)}} + \sqrt{d} \right)^2. \quad (17)$$

Desta forma, se  $\chi > \bar{\chi}$ , teremos a existência de um intervalo de números de onda  $(k_1, k_2)$  onde  $w(k) < 0$ , e portanto o equilíbrio será instável. Em termos dos parâmetros originais, temos a seguinte condição para instabilidade:

$$\chi_L > b \left( \frac{\delta^\phi}{sA} \right)^{\frac{1}{1-\phi}} \left( \sqrt{\frac{\delta d_L}{a}} + \sqrt{\frac{d_K}{1-\phi}} \right)^2 =: \chi_c. \quad (18)$$

Caso não haja migração de mão-de-obra induzida pelo capital,  $\chi_L = 0$  ( $\Leftrightarrow \chi = 0$ ), temos que (16) é equivalente à  $-\rho^2 k^2 > z^2$ . Neste caso, o equilíbrio é sempre estável, o que resulta no:

**Corolário 2** - Se não há migração de mão-de-obra induzida pelo capital, isto é, se  $\chi = 0$ , então  $\mathbf{U}_\infty$  é estável. Ou seja, a existência de tal migração de mão-de-obra na economia é condição necessária para a formação de aglomerados ou ciclos econômicos, assim como encontrado em [14, 15].

**Corolário 3** - Considere um custo de transporte não-nulo,  $\rho > 0$ . Então, para que  $\mathbf{U}_\infty$  seja instável é necessário, mas não suficiente, que  $w < 0$ .

**Prova** - Para mostrar isto, observe que (16) pode ser reescrito como:

$$\rho^2 < -\frac{z^2 w}{v} \quad (19)$$

onde:

$$z = (1 + d)k^2 + \beta(1 - \phi) + 1 \quad (20a)$$

$$w = dk^4 + [\beta(1 - \phi)(d - \chi) + 1]k^2 + \beta(1 - \phi) \quad (20b)$$

$$v = dk^6 + [\beta(1 - \phi)d + 1]k^4 + \beta(1 - \phi)k^2 \quad (20c)$$

Como  $d, \beta > 0$  e  $\phi \in (0, 1)$ , então  $z, v > 0$ . Desta forma, para a desigualdade (19) ser satisfeita é necessário que  $w < 0$   $\square$

Finalmente, segue diretamente de (17) e (19) o resultado principal deste trabalho:

**Proposição 3** - Considere que  $\chi > \bar{\chi}$ . Então, existe um valor crítico  $\bar{\rho}$  tal que se  $\rho < \bar{\rho}$ , o ponto de equilíbrio  $\mathbf{U}_\infty$  é instável, e se  $\rho > \bar{\rho}$ ,  $\mathbf{U}_\infty$  é estável. Além disto, este valor crítico é dado por:

$$\bar{\rho} = \max_{k \in [k_1, k_2]} \sqrt{-\frac{z^2 w}{v}}, \quad (21)$$

onde  $z, w$  e  $v$  são dados por (20a)-(20c). Voltando aos parâmetros originais, isso implica que o valor crítico para o custo de transporte em termos físicos é dado por  $\rho_c = \sqrt{\frac{a}{d_K}} \bar{\rho}$ , desde que  $\chi_L > \chi_c$  (18). Assim, se  $\rho_K < \rho_c$ , o ponto de equilíbrio é instável, e se  $\rho_K > \rho_c$ , ele é estável.

Este resultado é importante pois reproduz, em um modelo de crescimento espacial macroeconômico, um resultado fundamental obtido com o Modelo de Centro-Periferia da Nova Geografia Econômica (modelos estes microeconômicos): de que existe um valor crítico para o custo de transporte acima do qual a economia se torna homogênea, ao passo que, se este é pequeno o suficiente (abaixo deste valor crítico) a economia apresenta a formação de aglomerados [10, 11].

**Observação** - A análise de estabilidade feita aqui é válida para um domínio ilimitado. Se restringirmos estes resultados ao intervalo  $\Omega = [0, l]$ , e considerarmos as condições de contorno (3d), obtemos autovalores dados pelos números de onda discretos,  $k = \frac{n\pi}{l} \Rightarrow q = k^2 = \frac{n^2\pi^2}{l^2}$ ,  $n = 0, 1, 2, \dots$  e então a perturbação  $\mathbf{u}(t, x)$  dada em (10) pode ser escrita como a série de Fourier de cossenos:

$$\mathbf{u}(t, x) = \sum \left( \frac{C_n}{D_n} \right) e^{\sigma(k^2)t} \cos\left(\frac{n\pi x}{l}\right) \quad (22)$$

onde as constantes  $C_n$  e  $D_n$  dependem das condições iniciais (3c). Se as hipóteses da Proposição 3 são satisfeitas, temos que  $\sigma(k^2)$  é positivo apenas em um intervalo de números de onda  $k \in (k_1, k_2)$ . Aqui  $k_1$  e  $k_2$  são as raízes positivas da parábola (16), e depende de  $\chi$  e  $\rho$ . Como os números de onda são discretos, temos que:  $n_1 = \left\lceil \frac{k_1(\chi, \rho)l}{\pi} \right\rceil$  e  $n_2 = \left\lfloor \frac{k_2(\chi, \rho)l}{\pi} \right\rfloor$ . Desta forma podemos ver que, além de  $\chi > \bar{\chi}$  e  $\rho > \bar{\rho}$ , o tamanho do domínio,  $l$ , deve ser grande o suficiente para garantir a existência de números naturais  $n \in [n_1, n_2]$ , e portanto a existência de modos instáveis. Chamamos este tamanho crítico que garante a existência de modos instáveis de  $l_c = l_c(\chi, \rho)$ . Assim, (22) pode ser aproximada como a soma apenas dos modos de amplitude crescente:  $\mathbf{u}(t, x) \approx \sum_{n=n_1}^{n_2} \left( \frac{C_n}{D_n} \right) e^{\sigma(k^2)t} \cos\left(\frac{n\pi x}{l}\right) \square$



## 4 Simulações Numéricas

Com o objetivo de verificar a dinâmica espaço-temporal gerada pelo modelo, iremos considerar o seguinte conjunto de parâmetros:

$$l = 22, a = 0.02, b = 0.01, \delta = 0.05, s = 0.2, A = 1, \phi = 0.5,$$

os quais implicam nos seguintes parâmetros adimensionais:

$$\beta = 2.5, d = 1.$$

Dados esses parâmetros, obtemos que o valor crítico para a intensidade da migração de mão-de-obra induzida pelo capital, dada por (17), é igual a  $\bar{\chi} = \frac{9}{5} + \frac{4}{\sqrt{5}} \approx 3.59$ . Desta forma, o modelo só entra em um regime de instabilidade quando  $\chi > \bar{\chi}$ ; logo, quando  $\chi < \bar{\chi}$ , o sistema sempre converge para o equilíbrio espacialmente homogêneo ( $K_{\infty} = L_{\infty} = 1$ ), comportamento este que independe das condições iniciais. Observe que o tamanho da economia considerado aqui,  $l = 22$ , é suficiente para garantir a existência de modos instáveis nos cenários instáveis a seguir.

Na Figura 1, coluna da esquerda e primeira linha, apresentamos um gráfico das curvas de bifurcação (19) considerando três cenários:  $\chi = 3$  (estável),  $\chi = 5$  (apresentando um intervalo de modos instáveis quando o custo de transporte  $\rho$  for menor do que o máximo da curva) e  $\chi = 10$  (apresentando um intervalo de modos instáveis maior do que o anterior, quando mantemos o custo fixo). No gráfico da coluna da esquerda e segunda linha apresentamos os valores críticos para o custo de transporte adimensionalizado (21),  $\bar{\rho}$ , como função de  $\chi$ . Observe que só temos um valor crítico  $\bar{\rho}$  quando  $\chi > 3.59 \approx \bar{\chi}$ , e que este cresce a medida que a intensidade da migração aumenta. Na coluna da direita apresentamos a mesma informação, mas agora considerando o custo de transporte físico, com suas dimensões originais.

Na Figura 2 apresentamos simulações numéricas (ver [14] para maiores detalhes quanto ao algoritmo utilizado) da evolução espaço-temporal da densidade de capital,  $K(t, x)$ , quando  $\chi = 5$ , caso em que teremos instabilidade apenas se  $\rho < \bar{\rho} \approx 2.66$ . Como podemos verificar, quando  $\rho = 4 > \bar{\rho}$ , a economia converge para um estado homogêneo (a); quando  $\rho = 1.5 < \bar{\rho}$  aparecem ciclos econômicos (b); quando  $\rho = 1 < \bar{\rho}$  aparecem ciclos econômicos juntamente com um aglomerado à direita do domínio (c); e quando  $\rho = 0 < \bar{\rho}$  a economia converge para aglomerados econômicos estáveis. O comportamento para a evolução da distribuição da mão-de-obra é qualitativamente similar.

Na Figura 3 apresentamos as mesmas simulações da Figura 2, mas considerando  $\chi = 10$ , caso em que teremos instabilidade apenas se  $\rho < \bar{\rho} \approx 5.67$ . Como podemos verificar, quando  $\rho = 6 > \bar{\rho}$ , a economia converge para um estado homogêneo (a); quando  $\rho = 4 < \bar{\rho}$  aparecem ciclos econômicos aperiódicos à esquerda, juntamente com um aglomerado à direita do domínio (b); quando  $\rho = 2 < \bar{\rho}$  aparecem ciclos econômicos periódicos juntamente com um aglomerado à direita do domínio (c); e quando  $\rho = 0 < \bar{\rho}$  a economia desenvolve ciclos espaço-temporais irregulares, o que sugere um comportamento caótico (d). O comportamento para a evolução da distribuição da mão-de-obra é qualitativamente similar.

## 5 Conclusões e Perspectivas

Neste trabalho introduzimos custo de transporte do bem agregado no Modelo de Solow Espacial, e derivamos um valor crítico para este custo, mostrando que, se o custo for menor do que este valor crítico (e se a intensidade da migração de mão-de-obra induzida pelo capital for forte o suficiente e a economia for grande o suficiente), a economia entra em um regime de instabilidade onde

pode convergir para um estado estacionário não-homogêneo, com a formação de aglomerados de capital e trabalho; desenvolver ciclos periódicos; ou desenvolver ciclos aperiódicos ou caóticos; já se o custo é maior do que este valor crítico, então a economia converge para um estado homogêneo, com todas as localidades apresentando o mesmo estoque de capital e mão-de-obra. Desta forma reproduzimos, com um modelo macroeconômico e seguindo a tradição da Ciência Regional, um resultado fundamental da Nova Geografia Econômica. A análise de estabilidade apresentada aqui pode ser facilmente estendida para uma economia bidimensional. Trabalhos futuros considerarão custos de congestionamento no modelo.

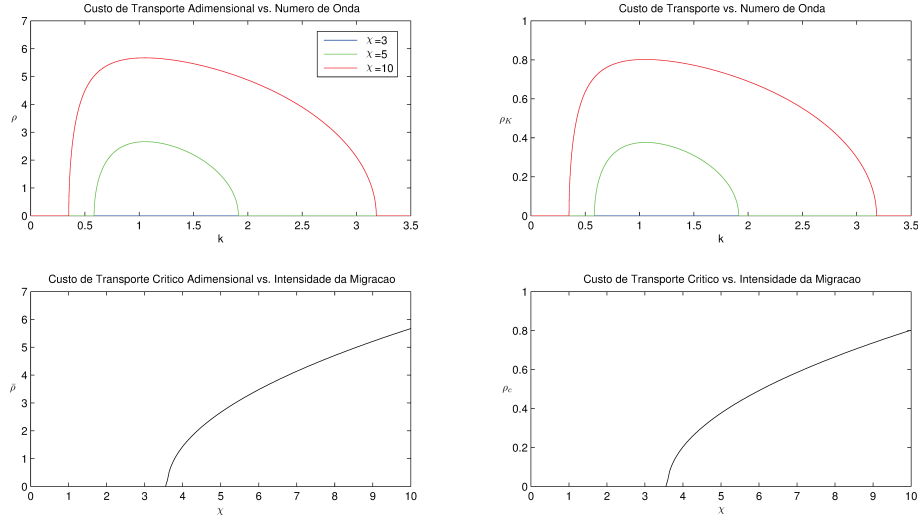


Figura 1: Curvas de Bifurcação

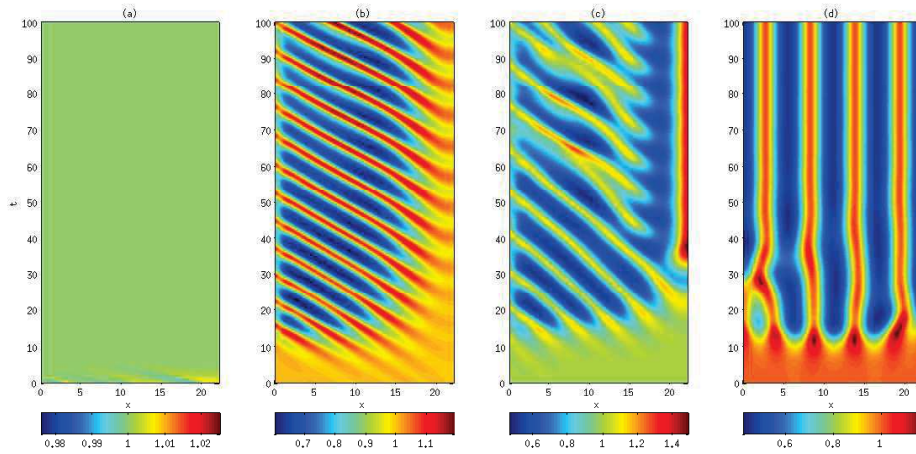


Figura 2: Evolução espaço-temporal da economia quando  $\chi = 5$ : (a)  $\rho = 4 > \bar{\rho}$ , (b)  $\rho = 1.5 < \bar{\rho}$ , (c)  $\rho = 1 < \bar{\rho}$  e (d)  $\rho = 0 < \bar{\rho}$

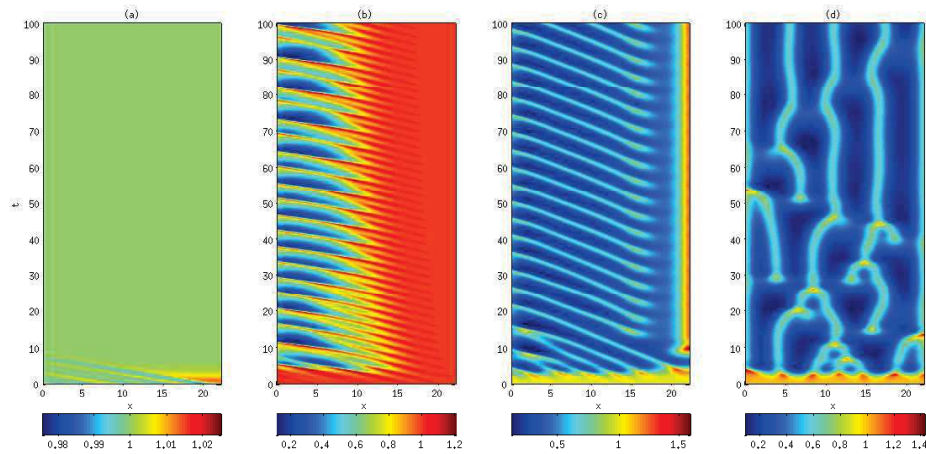


Figura 3: Evolução espaço-temporal da economia quando  $\chi = 10$ : (a)  $\rho = 6 > \bar{\rho}$ , (b)  $\rho = 4 < \bar{\rho}$ , (c)  $\rho = 2 < \bar{\rho}$  e (d)  $\rho = 0 < \bar{\rho}$

## Referências

- [1] R. J. Barro e X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*, 2nd edition, MIT Press, US, 2004.
- [2] R. Boucekkine, C. Camacho e G. Fabbri, Spatial dynamics and convergence: The spatial AK model, *Journal of Economic Theory*, 148:2719-2736, Elsevier, 2013.
- [3] P. Brito, *The dynamics of growth and distribution in a spatially heterogeneous world*, Working Paper, ISEG, WP13/2004/DE/UECE, 2004.
- [4] P. Brito, Essays in Honour of Antonio Simoes Lopes, *A Spatial Solow Model with Unbounded Growth*, pages 277-298, ISEG/UTL, 2005.
- [5] C. Camacho e B. Zou, The spatial solow model, *Economics Bulletin*, 18(2):1-11, 2004.
- [6] C. Camacho, B. Zou e M. Briani, On the dynamics of capital accumulation across space, *European Journal of Operational Research*, (186):451-465, 2008.
- [7] V. Capasso, R. Engbers e D. La Torre, On a spatial solow model with technological diffusion and nonconcave production function, *Nonlinear Analysis: Real World Applications*, (11):3858-3876, 2010.
- [8] V. Capasso, R. Engbers e D. La Torre, Population dynamics in a spatial Solow model with a convex-concave production function, *Mathematical and Statistical Methods for Actuarial Sciences and Finance*, pages 61-68, Springer-Verlag, Milano, Italy, 2012.
- [9] B. B. Edelstein, Cell specific diffusion model and morphogenesis, *Journal of Theoretical Biology*, 30:515-532, 1971.
- [10] M. Fujita, P. Krugman e A. J. Venables, *The Spatial Economy*, MIT Press, US, 1999.
- [11] M. Fujita e J-F Thisse, *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth*, Cambridge University Press, UK, 2002.
- [12] W. Isard, *Location and space-economy: a general theory relating to industrial location, market areas, land use, trade, and urban structure*, MIT Press & Wiley, NY, 1956

- [13] W. Isard e P. Liossatos, *Spatial Dynamics and Optimal Space-Time Development*, volume 4 of Studies in Regional and Urban Economics, North-Holland, New York, US, 1979.
- [14] J. P. Juchem Neto, *Modelos Evolutivos de Crescimento Econômico com Dependência Espacial*, Tese de Doutorado, Instituto de Matemática, UFRGS, Porto Alegre, RS, 2013. Disponível eletronicamente no endereço: <http://hdl.handle.net/10183/69937>.
- [15] J. P. Juchem Neto e J. C. R. Claeysen, *Capital-induced labor migration in a spatial solow model*, XVI Encontro de Economia da Região Sul (Anpec-Sul), Curitiba, PR, 2013.
- [16] J. M. Quigley, The renaissance in regional research, *The Annals of Regional Sciences*, Springer-Verlag, 35:167-178, 2001.
- [17] E. F. Keller e L. A. Segel, Initiation of slime mold aggregation viewed as an instability, *Journal of Theoretical Biology*, Volume 26, N. 3, p. 399-415. March 1970.
- [18] J. D. Murray, *Mathematical Biology - II: Spatial Models and Biomedical Applications*, 3rd Edition, Springer-Verlag, New York, 2003.

# An Improved model for valuing R&D projects

Gláucia Fernandes<sup>1</sup>  
Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli<sup>2</sup>  
Luiz Eduardo Teixeira Brandão<sup>3</sup>

## Abstract

This paper proposes a theoretical improvement to the Silva & Santiago (2009) valuation model of innovative projects and discusses its practical application. We discuss some points of the model and include a minimum sales function, which decreases in time. In order to test our model, we performed financial evaluation of an existing project. This project has multiple sources of uncertainty and managerial flexibility at every stage of its revision. We conclude from the results that the improved model is the most appropriate for evaluating R&D projects in the context of development product with guaranteed market share.

**Keywords:** Real option, R&D projects, sales function, dynamic programming.

## 1. Introduction

Most investments decisions are characterized by uncertainty over their future rewards (HUCHZERMEIER & LOCH, 2001), like R&D projects. However, these investments are very important for companies to remain competitive in their segments. Therefore, it is necessary a correct evaluation of these opportunities. Note that with the wrong method one may sacrifice the long-term health of the firm if he chooses investments that become disappointing over time. Such mistakes could be avoided if the correct method was used for evaluating development projects.

In this sense, this article aims to present a theoretical contribution to the valuation models of R&D research projects and also to propose a practical application. We discuss solutions for temporal uncertainties, technological performance, market requirements and market payoffs during the development of a high technology product in the Brazilian market.

We advance in the application of the decision model introduced in 2001 by Huchzermeier & Loch and improved in 2009 by Silva & Santiago. As the model focuses on managerial flexibility during the development process of a R&D project, the real options approach proves to be the best method of evaluation. In this article, four managerial options were considered at each stage, they are: continue, improve, accelerate or abandon the project.

In order to test the improved model, we studied a real project, which is about developing a network of Power Line Communication (PLC) data transmission, with the

---

<sup>1</sup>Federal University of Juiz de Fora (UFJF).

E-mail address: glaucia.fernandes@iag.puc-rio.br.

<sup>2</sup>Federal University of Juiz de Fora (UFJF).

E-mail address: fernandafinotti.perobelli@ufjf.edu.br.

<sup>3</sup>Pontifical Catholic University of Rio de Janeiro (PUC-Rio).

E-mail address: brandao@iag.puc-rio.br.



advantage that the communication infrastructure is already installed. The PLC technology works together with Smart Grid technology in houses and distribution networks. One of the differentials of this technology is that the communication system is hybrid, that is, it uses more than one communication way for information exchange. Furthermore, the PLC modem has not been developed in Brazil so far.

Note that, the Real Option Theory (ROT) emerged from the analogy between financial option and investments in real assets (AMRAM & KULATILAKA, 1999). In finance, an option is a contract that gives the buyer (the owner) the right, but not the obligation, to buy (call option) or sell (put option) an underlying asset or instrument at a specified strike price on or before a specified date<sup>4</sup>.

Myers (1977) originally proposed this analogy between real investment and financial options, as well as the term real options. Since then, several works apply the real option methodology for projects evaluation. According to Faulkner (1996), Stewart & Myers (1984) was the first one to suggest applying ROT on R&D projects. The ROT method allows one to do the investment in successive stages and it considers the risk of failure during the project phases (NICHOLS, 1994; SCHWARTZ & MOON, 2000).

Huchzermeier & Loch (2001) adapted the model of Smith & Nau (1995) to evaluate the management of product development projects. The authors presented a dynamic model that is capable of evaluating research projects, which are subject to several sources of uncertainty. They wanted to evaluate the managerial flexibility of R&D projects, since there were few practical evidence on their evaluation. The results showed that increases of other uncertainties, which are not related to the payoff market, might reduce the value of the option. These uncertainties results from operational uncertainties faced by managers of R&D projects.

The paper has three important contributions. First, they identify the main sources of uncertainty of product development projects and they described a suitable model for it<sup>5</sup>. Second, the developed model considers the management of technology development projects and it includes the option to interfere on the course of the project development to achieve better performance. Third, the authors propose the “improve” option, which is an extended of classification of options (such as abandon, expand, contract). This option allows a higher performance level of the product with an additional cost.

In 2005, Santiago & Vakili proposed a change in the initial model. They used three sources of uncertainty (market payoff, performance level and market requirements) and the same model of Huchzermeier & Loch (2001), but with some extra mathematical treatment. In this way, the authors deepened reflections on the model and, according to Santiago & Vakili (2005) they obtained results that are sometimes contrary and sometimes different from those of the above-mentioned paper.

Santiago & Bifano (2005) apply the Santiago & Vakili (2005) model to evaluate a research project that aims to launch an ophthalmoscope on market. The model combines issues of technical, market and cost, which are applied to a research project of a new product.

Finally, Silva & Santiago (2009) insert the stochastic duration of the phases of a product development project in the model of Santiago & Vakili (2005). They considered the time uncertainty and applied the model to the project previously evaluated by Santiago & Bifano (2005). The time of the model was stochastically computed by dynamic programming.

---

<sup>4</sup> For more details, see Hull (2003).

<sup>5</sup> The authors perceived five types of uncertainties, namely: the technology performance or the quality of the technological development; the development cost; the development time; the level of market requirement and the payoff market.

The rest of this paper is organized as follows. In section 2, we introduce the improved model of Silva & Santiago (2009). In section 3, we test our model. In section 4, we run some analysis to determine how “sensitive” the model is to changes in the value of the model parameters and to changes in the structure of the model. Finally, Section 5 presents our conclusions.

## 2. The evaluation model of innovative projects

The improved model described in this section refers to the management of a technology development project that is characterized by a guaranteed market share and by sequential decisions where uncertainty plays a key role.

The evaluation of managerial flexibility is made through Dynamic Programming. This approach is indicated for the evaluation of R&D projects, which have their own characteristics, and whose risk is not correlated with financial markets. On the other hand, the use of dynamic programming raises the question of the appropriate rate to discount the cash flows. However, as the risk of a R&D project depends only on the project’s characteristics, and therefore it is uncorrelated with the market, one can use the risk free rate to precede the discount.

The management model is developed in  $N$  stages that correspond to regular reviews of the project. The success at each stage, which is subject to technical and market risks, is measured by the performance of the product. This performance is subject to uncertainties modeled by a one-dimensional parameter  $x$ , which is captured by a probability distribution.

In this model, the performance  $x$  of the product in each stage follows a distribution independent of past results. Due to contingencies faced by the project, the performance may improve with probability  $p$  or it may deteriorate with probability  $(1 - p)$ . The generalization of the binomial distribution allows the performance behavior to be spread over the next stages with the transition probabilities shown in Eq. 1, which is adapted from Huchzermeier & Loch (2001):

$$p_{ij} = \begin{cases} \frac{p}{N}, & \text{if } j \in \left\{ i + \frac{1}{4} + \frac{1}{8}, \dots, i + \frac{1}{4} + \frac{N}{8} \right\}, \\ \frac{1-p}{N}, & \text{if } j \in \left\{ i + \frac{1}{4} - \frac{1}{8}, \dots, i + \frac{1}{4} - \frac{N}{8} \right\}, \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases} \quad (1)$$

Note that the option to continue generates a variation in the transition probability of around 12.5% or  $1/8$ . On the other hand, the option to improvement causes a shift of the probability of transition by 25% or  $1/4$ . These data were obtained from the developers of the R&D project that we will study later.

At each revision stage,  $j$  ( $j = 0, \dots, N$ ), the project is characterized by a development state that will be represented by  $Y_j = (x_j, \tau_j)^t$ , where  $x_j$  is the level of development state that one hopes to reach by the completion of the first  $j$  steps of the project and  $\tau_j$  is the time epoch of the revision.

It is assumed that  $x_j$  are random variables that are independent among themselves and independent of revision time ( $\tau_j$ ), for all revision  $j$ . The values of  $\tau_1, \dots, \tau_{N-1}$ , are obtained by random draws of probability distributions that best fit the case under study, such as the triangular and uniform distribution.

Based on the information of the present stage, the decision (revision) team should choose among the following managerial actions:

- **continue:** it means to follow the project as originally planned;
- **improve:** this option represents the allocation of additional resources in the subsequent stage of development, in order to achieve higher levels of performance at the end of the next stage;
- **abandon:** this managerial action corresponds to the project's interruption. In this case there are no further costs, nor gains.
- **accelerate:** it is similar to the option of improve, this option is characterized by additional resources to achieve a better state of development. Improve in this case means finish the project with a smaller total time. The purpose of this option is to reduce the expected development time and the present uncertainty.

The control option will impact the project's state in the following revision. The next state will be a function of the current state ( $Y_j$ ), of the applied control ( $u_j$ ) and of the development uncertainties ( $\xi_j$ ), in other words:

$$Y_{j+1} = \varphi(Y_j, u_j, \xi_j) \quad (2)$$

Since the next state depends only on the current state, which is represented by independent random parameters, the decision process can be modeled as a Markov decision process. Moreover, the transition of states is additive with respect to the current state and the fraction added will depend on the applied control.

$$Y_{j+1} = \begin{cases} \text{stop,} & \text{if } u_j = \text{abandon} \\ Y_j + \begin{pmatrix} \omega_j \\ t_j \end{pmatrix}, & \text{if } u_j = \text{continue} \\ Y_j + \begin{pmatrix} \omega_j + I_j \\ t_j \end{pmatrix}, & \text{if } u_j = \text{improve} \\ Y_j + \begin{pmatrix} \omega_j \\ t_j - A_j \end{pmatrix}, & \text{if } u_j = \text{accelerate} \end{cases} \quad (3)$$

In Eq. 3, the uncertainty of development is represented by  $\xi_j = (\omega_j, t_k)^t$ , where  $\omega_j$  is a random variable that represents the development uncertainty and  $t_k$  is a random variable that represents the duration of the next phase  $k = j + 1$ .  $I_j$  is a constant that represents the expected increase in performance due to control of improvement. The constant  $A_j$  represents a reduction in the expected value of the phase duration.

The project's payoff is given by the function  $\Pi(y_N) = \Pi(x_N, \tau_N)$ , which represents the expected value of a series of profits yielded by the product or technology during its commercial life cycle. The payoff function is described by the Eq. 4. The parameters  $a$  and  $k$  are respectively the parameters of scale and shape of the function,  $M$  is the maximum amount paid by the market for the project outcome,  $m$  is the minimum value paid by the market and  $R$  is a random variable that represents the requirement of the market at time of launch. For more details, see Silva & Santiago (2009).

$$\Pi(x_N, \tau_N) = \left[ (M - m) \cdot \exp\left(-\left(\frac{\tau_N}{a}\right)^k\right) \cdot P(x_N \geq R) \right] + m \quad (4)$$

Note that, in Silva & Santiago (2009), the shape and scale parameters of the model are determined by the expected sales observed in the function of sales. The function proposed by the authors is not the most appropriate for research projects financed by agencies or private entities that offer a guaranteed market share for the product, as is the case of the project under study. Therefore, we created a function for the minimum amount of sales that will be inserted in the function of sales. Thus, the new function of sales is shown in Eq. 5.

$$V(t) = \left[ (V(k/a)) \cdot (t/a)^{k-1} \cdot e^{-((t/a)^k)} \right] + v(t)$$

$$v(t) = v - (t/a)^k \quad (5)$$

where the constant  $V$  represents the largest volume of sales that the market will absorb during the life cycle of the product ( $t$ ) and  $v$  is the lower sales volume during the same period. The Figures 1 and 2 show the displacement of the function  $v(t)$  over the life cycle of the product in relation to the parameters of shape and scale respectively.

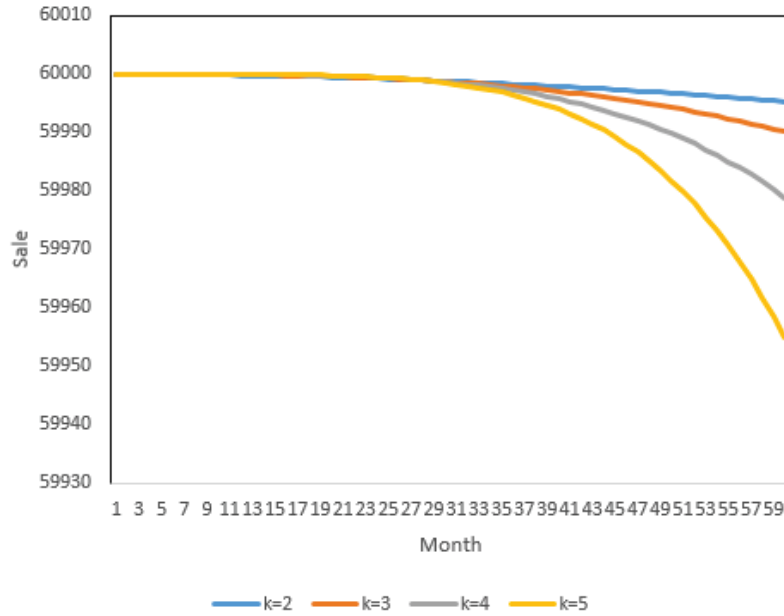


**Figure 1 - Variation of  $v(t)$  depending on the shape parameter ( $k$ ),  $a = 28$**

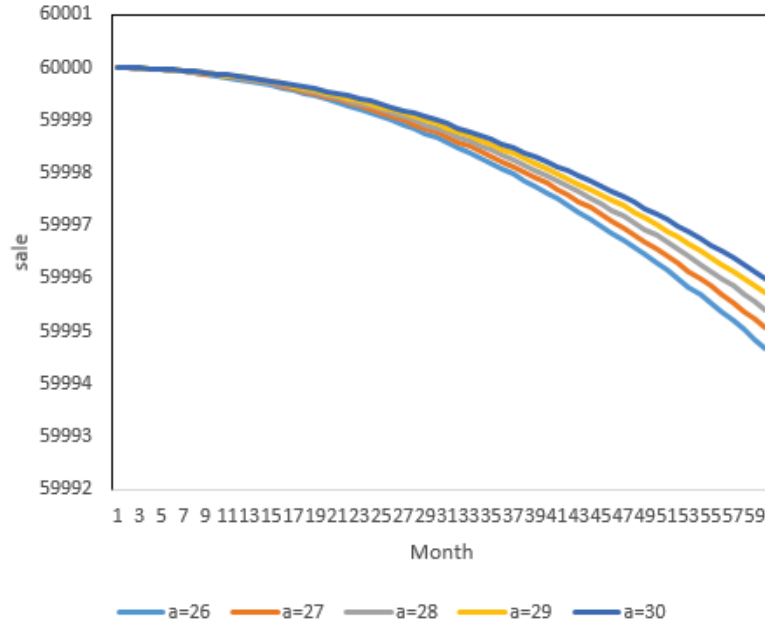


**Figure 2 – Variation of  $v(t)$  depending on the scale parameter ( $a$ ),  $k = 2$**

The development costs may vary at each phase to adjust the model to real situations, where costs are usually increasing in time throughout the phases. Moreover, it is assumed that these costs do not depend on the state of the project's development at the time of revision, but will depend on the phase duration. Thus, the cost may be represented by Eq. 6:

$$C_k(Y_j, u_j, t_k) = \begin{cases} 0, & \text{if } u_j = \text{abandon} \\ K_k(t_k, u_j), & \text{if } u_j = \text{continue} \\ K_k(t_k, u_j) + \alpha_k, & \text{if } u_j = \text{improve} \\ K_k(t_k, u_j) + \beta_k & \text{if } u_j = \text{accelerate} \end{cases} \quad (6)$$

The function  $K_k(\cdot)$  represents the cost of the phase  $k$  following the stage  $j$  ( $j = k - 1$ ) and varies with its duration, represented in the model by  $t_k$ . An additional expenditure  $\alpha_k$  or  $\beta_k$ , will occur when the former decision was "to improve" or "to accelerate" respectively. At this point, it is important to note that the cost function is lightly influenced by the change in the duration of the phases. This occurs because only the variable cost is changing over the duration of the stage. The fixed cost remains unchanged. Therefore, this study also aims to generate a rational calculation that fits over the project under study and that captures the sensitivity of variable costs during the development period.

Let  $G_j(y_j, u_j)$  be the expected value function generated by applying the control  $u_j$  at the state  $Y_j$ , which is represented by Eq. 7:

$$G(Y_j, u_j) = \begin{cases} 0, & u_j = \text{abandon} \\ E_{t_j} \left[ E_{\omega_j | t_j} [-C_{j+1}(Y_j, u_j, t_{j+1}) + V_{j+1}(Y_{j+1}) | t_j] \right] & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

Where  $V_{j+1}$  represents the value of the development project at the decision stage  $j + 1$  and it is calculated as:



$$V_j(Y_j) = \max_{u_j \in \Theta} G(Y_j, u_j) \quad (8)$$

where  $\Theta = (\text{Abandon, Continue, Improve, Accelerate})$  represents the set of available controls. Finally, when incorporating the bounder condition at the commercialization time,  $V_N(y_N) = \Pi(y_N)$ , one can write the Dynamic Programming model as:

$$\begin{aligned} \text{Objective: } V_0 &= \max_{u_0 \in \Theta} G(Y_0, u_0) \\ \text{S.T.: } V_N(Y_N) &= \Pi(Y_N) \\ V_j(Y_j) &= \max_{u_j \in \Theta} G(Y_j, u_j) \end{aligned} \quad (9)$$

In this model the calculation of the flexibility value in the R&D projects is made through the Monte Carlo simulation procedure. Once the distributions for  $\tau_1, \dots, \tau_{N-1}$  are known,  $J$  evolutions are drawn for each of the random variables, obtaining the value  $\tau_0^m, \dots, \tau_{N-1}^m$  ( $m = 1, \dots, J$ ) for each of them and achieving  $J$  lattices tree. Afterwards, one can calculate the costs of abandoning (zero), continue  $c(t, \tau_0^m), \dots, c(t, \tau_{N-1}^m)$ , improving  $\alpha(t, \tau_0^m), \dots, \alpha(t, \tau_{N-1}^m)$  and accelerate  $(t, \tau_0^m), \dots, \beta(t, \tau_{N-1}^m)$  for each of the random walks patterns. The next step is to proceed the discount with the technique of Dynamic Programming to get the optimal value for each of the nodes of the lattice model, using, for the calculation of expected values, probabilities that are independent of time. It should be noted that the technique of Dynamic Programming is applied for each random generated paths.

### 3. Empirical evaluation

In order to verify the applicability of the proposals suggested above, we evaluated and tested them in an existing R&D project, the HBDO (a fictitious name to preserve trade secret). This project belongs to a company in the communication technology industry. The generated product is original and there is no similar technology in Brazil.

The increasing of the use and development automation enables the use of Smart Grid technology in houses and distribution networks. However, this technology is not capable of transmitting information by itself, therefore requiring data transmission technologies acting together with it. The PLC modem may be used for this purpose, but in Brazil, this modem is imported and its cost is high.

In this sense, the company Smarti9, *spin-off*<sup>6</sup> maintained by the Regional Center for Innovation and Technology Transfer (CRITT)<sup>7</sup> at Federal University of Juiz de Fora

---

<sup>6</sup> Means a company that was born from a research group at a university with the aim of exploring a new product or service of high-tech (CRITT, 2013).

<sup>7</sup> The CRITT was created in May 1995 and it is a Center for Technological Innovation of UFJF. The performance of CRITT involves prospecting UFJF projects for entrepreneurs and firms that seek for assistance to develop new products or improve production processes in different areas (CRITT, 2013).

(UFJF), aims to develop a communication system that is hybrid, cooperative, healthy<sup>8</sup> and broadband to form a network of PLC, which uses an already installed infrastructure. This project, the HBDO, receives funding from a private agency that guarantees a market share if the product succeeds in its development. The goal here is to evaluate the technology under a financial point of view; therefore, no further information is given about the project, since it is confidential.

The technological development of the HBDO project was modeled on macro phase, namely:

- **Administrative Process:** This phase refers to the bureaucratic process together with the university.
- **Prototype tests:** This phase consists of the first tests to be performed on the product. It is important to examine what will be produced;
- **Product tests:** At this phase, the technology will be converted into a marketable product. In addition, some information and opinions will be collected about the new product.
- **Market launch:** At this phase, the product will be launched on the market. From this moment on, the technology begins to generate a positive cash flow.

It is assumed that the investment on the Process phase is a sunk cost. The first decision point occurs at the end of it. We also assumed that the financial return of the technology does not happen during the product development, only after this.

We decided to evaluate the development of the technological performance using one controllable variable, which is called "reliability". To model the performance evolution, we consider that from one stage to another the product's expected "reliability" would remain as before or improve itself. The variability is about 12.5% to remain or 25% additional otherwise. Thereby the uncertainty tree of the "reliability" parameter points to exceptional performances, such as 100%, for disappointing ones, as -50% (see Figure 3).

To monitor the "reliability" dimension, we consider a binomial lattice and assume that from the period  $t$  to  $t + 1$ , the performance may unexpectedly improve with probability  $p$ , or it may deteriorate with probability  $(1 - p)$  because of unexpected adverse events. As Huchzermeier & Loch (2001) we generalize the binomial distribution by allowing the performance improvement and deterioration, respectively, to be "spread" over the next  $N$  performance states with transition probabilities. The success probability (50%) was established by the developers of the project. The transition probabilities was 25% ( $p/N$ ), with two phases evaluation (Prototype and Product).

---

<sup>8</sup> For the HBDO researchers a communication system is hybrid, cooperative and healthy when the system uses more than one means of communication for exchange of information between devices which can become repeaters and reach a distant node and has a low risk of electromagnetic radiation.

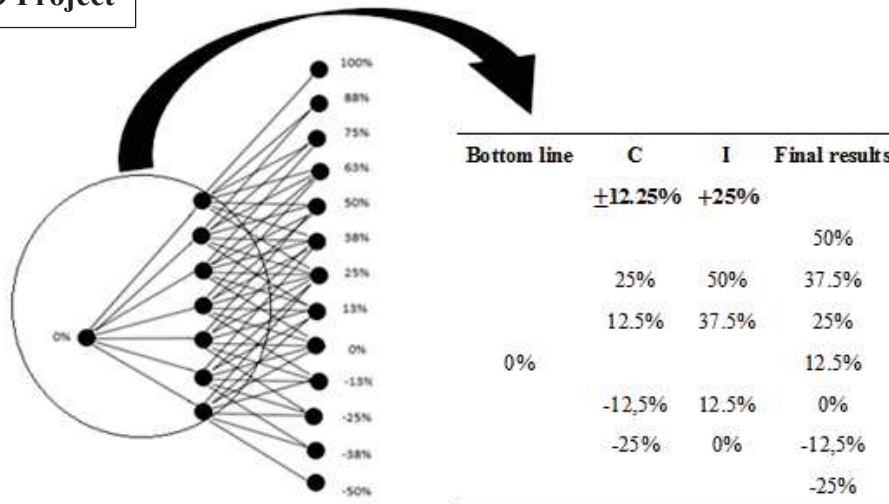


Figure 3. Development of technology performance

We evaluated the expected payoff as follows. First we determined a function for sales and estimated the parameters  $\alpha$  and  $k$ . Second, we calculated the values of  $M$  and  $m$ . Third, we approximated the required level for "reliability" to a normal distribution<sup>9</sup> with standard deviation  $\sigma = 0.4$  and mean  $\mu = 0.13$  (the measurement unit was not provided). Fourth, we estimated the duration of the project development. Finally, we got a payoff function for each performance level. However, one should remember that before making the first step, the sales function of HBDO product depends on function of Smart Grid sales. This happens because the technologies of the modem PLC and of the Smart Grid are complementary.

According to Lamin (2013) the installation of Smart Grid technology in Brazil is likely to occur in three consecutive cycles. The first one is what matters for this study and it will occur from 2014 to 2026. The researchers estimate that the PLC modem will be launched in the market in 2016 and have an expected life of five years. Therefore, the PLC modem will be obsolete on 2021. Figure 4 suggests that the HBDO technology will have a peak demand near the 20th month. To construct this figure we adopted the parameters of scale and form as  $a = 28$  and  $k = 2$ , respectively. Moreover, this figure derived from the sales function proposed in this paper.

<sup>9</sup> The values of the normal were defined according to the researchers' expectation. However, sensitivity tests were done to analyze the impact of an increase in standard deviation in the project value. We obtained a negative relationship. This is consistent with Huchzermeier & Loch (2001) results.

## HBDO Project

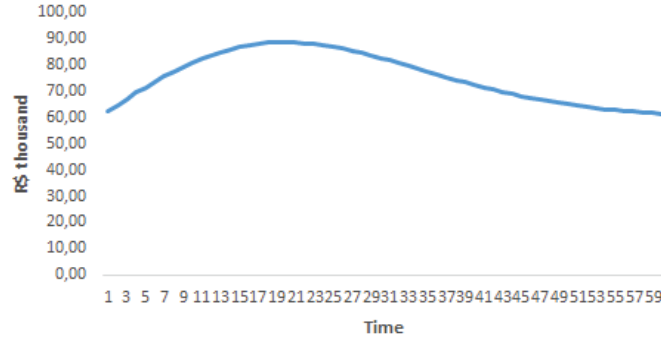


**Figure 4. Sales volume**

We defined a range of values paid by the market with maximum  $M =$  R\$ 77.35 million and minimum  $m =$  R\$ 13.20 million. These values derived from the traditional analysis and they not suffer variation. The developers expect that the development of the project happens in 2 years and 3 months, i.e. one stage of 3 months and 2 stages of 1 year. The payoff function also depends on the market level of requirement, represented by  $R$ . That is, the project will achieve a payoff of  $\Pi(\cdot)$  by launching the product at time  $\tau$  into the market if  $x_N \geq R$ ; otherwise, it will receive a baseline payoff  $m$ . We consider  $R$  to be normally distributed with mean  $\mu = 0.13$  and variance  $\sigma^2 = 0.16$  and that the product performance is represented by a vector  $x = (-0.5, -0.4, -0.3, -0.1, 0.0, 0.1, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.8, 0.9, 1.0)$ . Thus, the payoff function is shown in Eq. 10 and its graph is shown in Figure 5.

$$\Pi(x_N, \tau_N) = \left[ (77.35 - 13.20) \cdot \exp\left(-\left(\frac{\tau_N}{28}\right)^2\right) \cdot P(x_N \geq R) \right] + 13.20 \quad (10)$$

## HBDO Project

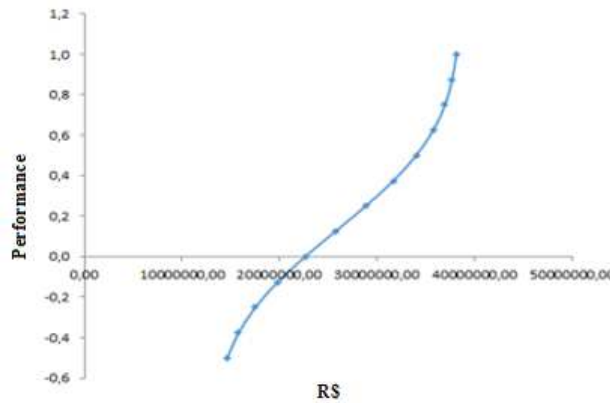


**Figure 5. Payoff function - Deterministic Time**

The figure above was defined with the expected duration of 27 months. However, the duration of the project development will not be treated deterministically, as is usually done in evaluation models. We admit the possibility of delays and advances. The uncertainty in the duration of the Prototype and Product phases is

modeled as a triangular probability distribution<sup>10</sup>. Each one of these two phases has a minimum of 10 month, maximum of 24 month and mode of 12 month. The minimum duration is about 9 months if the accelerate option is considered. Thus, considering both distributions and the duration of project development, one has  $T_p^{min} = 3 + 9 + 9 = 21$  month,  $T_p^{max} = 3 + 24 + 24 = 51$  month and  $T_p^{mode} = 3 + 12 + 12 = 27$  month. Note that, in spite of the stochastic time, the decision stages are independent upon it.

The percentage of fixed and variable costs was divided according to specific characteristics of each stage (see Table 1). We consider the cost as deterministic or stochastic, depending on the phase and the number of trainees on the project.

**Table 1. Duration and costs of each step**

| Phases           | Time distribution | Treatment of time / Cost type | Options          |               |              |
|------------------|-------------------|-------------------------------|------------------|---------------|--------------|
|                  |                   |                               | Continue         | Improve       | Accelerate   |
| <b>Process</b>   | -                 | <b>Deterministic</b>          | R\$ 5.000,00     | -             | -            |
|                  |                   | <b>Deterministic</b>          | R\$ 750.000,00   | R\$ 40.000,00 | -            |
| <b>Prototype</b> | T(10;12;24)       | <b>Stochastic</b>             |                  |               |              |
|                  |                   | <i>Fixed</i>                  | R\$ 400.000,00   | R\$ 40.000,00 | R\$ 0,00     |
|                  |                   | <i>Variable (month)</i>       | R\$ 29.166,67    | R\$ 0,00      | R\$ 2.000,00 |
|                  |                   | <b>Deterministic</b>          | R\$ 1.250.000,00 | R\$ 40.000,00 | -            |
| <b>Product</b>   | T(10;12;24)       | <b>Stochastic</b>             |                  |               |              |
|                  |                   | <i>Fixed</i>                  | R\$ 700.000,00   | R\$ 40.000,00 | R\$ 0,00     |
|                  |                   | <i>Variable (month)</i>       | R\$ 45.833,33    | R\$ 0,00      | R\$ 3.000,00 |
| <b>Launch</b>    | -                 | <b>Deterministic</b>          | R\$ 1.500.000,00 | -             | -            |
|                  |                   | <b>Deterministic</b>          | R\$ 2.005.000,00 | R\$ 80.000,00 | -            |
| <b>TOTAL</b>     | -                 | <b>Stochastic</b>             |                  |               |              |
|                  |                   | <i>Fixed</i>                  | R\$ 1.105.000,00 | R\$ 80.000,00 | R\$ 0,00     |
|                  |                   | <i>Variable (month)</i>       | R\$ 37.500,00    | R\$ 0,00      | R\$ 5.000,00 |

### 3.1 The evaluation results

We adopted two triangular distributions, which have the following parameters: minimum 10 month, maximum 24 month and mode 12 month, or symbolically T(10, 12, 24). One should note that the minimal duration is 9 months if the accelerate option is exercised. These probabilities refer to the Prototype and Product phases since the Process and Launch phases have deterministic duration.

The costs of the phases are related to their duration. The costs of the Prototype and Product phases are divided between fixed and stochastic costs. All costs of Process and Launch phases are fixed.

We assumed 25% of transition probability ( $p = 50\%$  and  $N = 2$ ) and an interest rate at 7% yearly. Moreover for estimating the payoff function we adopted  $M =$

<sup>10</sup> As Crespo (2009) we considered the triangular distribution. However, in the case of HBDO, experts believe that the possibility of accelerate is greater than delay.



R\$ 77.35 million,  $m = R\$ 13.2$  million,  $k = 2$ ,  $\alpha = 28$ ,  $\mu = 0.13$  and  $\sigma = 0.4$ . This function is shown in Figure 4. Note that the project payoff increases as the duration of project development decreases and the performance levels increases. On the other hand, the payoff function decreases as time increases and the performance decreases.

### HBDO Project

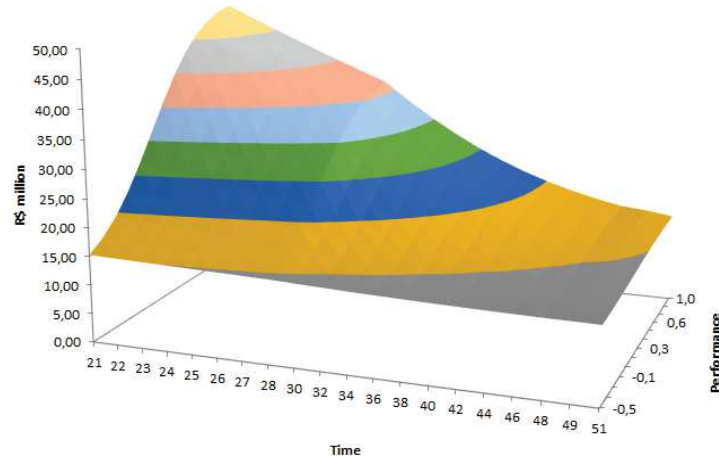


**Figure 6. Payoff function - Stochastic Time**

We calculated the expected value of the R&D project using the data above. Furthermore, we used the software @Risk for simulate the duration of the project development<sup>11</sup>. The simulations considered a triangular distribution and that the sum of the project phases may not exceed 4 years and 3 months.

The results were achieved by the dynamic programming approach. The estimated value of the active management of the project (ANPV) was R\$ 18.71 million. In this case, the improvement option was chosen on the first stage. The project value without flexibility (NPV) was R\$ 13.52 million. Thus, the estimated value of managerial flexibility (ANPV-NPV) was R\$ 5.19 million.

Figure 7 shows that the distributions of NPVs are significantly positive for the project. This happens because the payoffs of the HBDO project are very high compared to its costs.

<sup>11</sup> We simulated 10 thousand random number. In this case, a graphical representation of the project is meaningless.

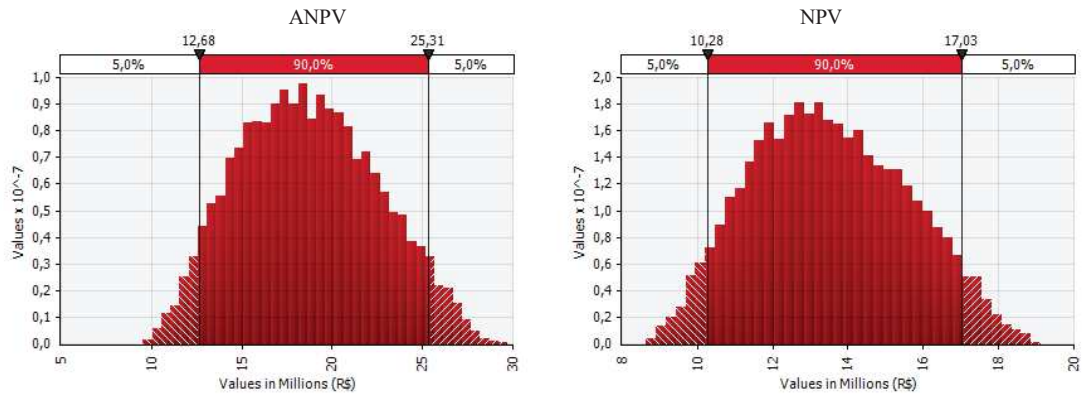


**Figure 7. Distribution of NPVs**

During the development of the project different scenarios may occur. The prices may change, market requirements and costs may vary and technical difficulties may arise. These uncertainties may spoil the project, which justifies an analysis of their impact on the R&D project.

#### **4. Sensitivity tests on the parameters**

We found that the expanded value of the project (ANPV) was R\$ 25.32 million without considering the uncertainty of the project duration. This value is 35% higher than the value found previously (ANPV R\$ 18.71 million). This result shows that the project is overestimated if one disregards the time uncertainty.

Note that, the treatment of the uncertainties and the choice of the parameters may affect the value of the project. In this sense, sensitivity tests were performed ensuring greater reliability of the results.

##### **4.1 Sensitivity analysis: probability**

The success probability is a subjective parameter to the developers and it may be overestimated depending on expectations. Therefore, in this session, we study the effects of probability on the project value and on the flexibility value.

The variation of project value (ANPV) is shown on the right side of Figure 8. The value of the project increases almost linearly with the optimistic view. The variation of the flexibility of the project is shown on the left side of Figure 8. In this case, the value of flexibility decreases as  $p$  increases. This occurs because as  $p$  increases the chance of the project to generate negative returns decreases and the abandon option, for example, is no longer available.

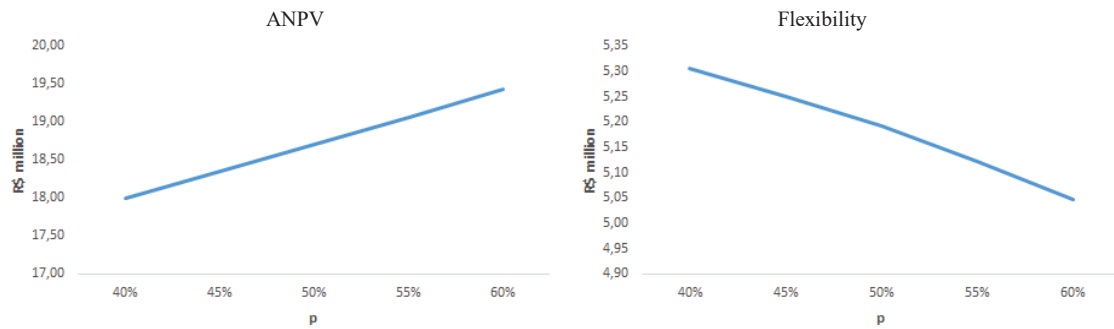


**Figure 8. Project value x Flexibility x Probability**

#### 4.2 Sensitivity analysis: shape and scale parameters

The determination of the parameters of shape ( $k$ ) and scale ( $\alpha$ ) affect the payoff function and, because of this, this section investigates the variation of these constants on project.

Note that, as the scale parameter increases the opportunity window of the project increases. Table 2 shows the variation of this parameter on the project value. One may see that the optimal decision remained the same (Improve – I).

**Table 2. The results for the scale parameter ( $\alpha$ )**

| Scenario | Results | Uncertainty       |                   |      |
|----------|---------|-------------------|-------------------|------|
|          |         | Mode deviation    | Mode deviation    |      |
|          |         |                   | min               | max  |
|          |         | 0%                | 15%               | 100% |
| a26k2    | Value   | R\$ 23.022.901,03 | R\$ 16.619.471,36 |      |
|          | Action  | I                 | I                 |      |
| a27k2    | Value   | R\$ 24.176.121,21 | R\$ 17.594.922,04 |      |
|          | Action  | I                 | I                 |      |
| a28k2    | Value   | R\$ 25.324.852,65 | R\$ 18.713.565,80 |      |
|          | Action  | I                 | I                 |      |
| a29k2    | Value   | R\$ 26.437.583,98 | R\$ 19.583.753,14 |      |
|          | Action  | I                 | I                 |      |
| a30k2    | Value   | R\$ 27.502.835,14 | R\$ 20.561.148,09 |      |
|          | Action  | I                 | I                 |      |

Note: The column of "Mode deviation" indicates the percentage of deviation around the mode of 12 months.

Table 3 shows the effects of the variation of the parameter  $k$  on the project value. This parameter is related to the beginning of the opportunity window. The sales of the PLC modem depends on the availability of Smart Grid technology. Thus, an increase in the parameter  $k$  increases the value of the project if it has no uncertainty in the time of the development. However, if the project has uncertainty about the phases duration, delaying the beginning of the opportunity window may decrease the value of the project.

**Table 3. The results for the shape parameter (*k*)**

| Scenario     | Results | Uncertainty       |                   |     |
|--------------|---------|-------------------|-------------------|-----|
|              |         | Mode deviation    | Mode deviation    |     |
|              |         |                   | min               | max |
|              |         | 0%                | 15%               | 15% |
| <i>a28k0</i> | Value   | R\$ 24.165.954,52 | R\$ 23.921.149,41 |     |
|              | Action  | I                 | I                 |     |
| <i>a28k1</i> | Value   | R\$ 24.745.778,74 | R\$ 21.087.693,93 |     |
|              | Action  | I                 | I                 |     |
| <i>a28k2</i> | Value   | R\$ 25.324.852,65 | R\$ 18.713.565,80 |     |
|              | Action  | I                 | I                 |     |
| <i>a28k3</i> | Value   | R\$ 26.138.183,67 | R\$ 16.898.345,72 |     |
|              | Action  | I                 | I                 |     |
| <i>a28k4</i> | Value   | R\$ 27.128.458,05 | R\$ 15.808.408,01 |     |
|              | Action  | I                 | I                 |     |

Note: The column of "Mode deviation" indicates the percentage of deviation around the mode of 12 months.

Note that in all scenarios the project value without uncertainty was higher than this value with time uncertainty. This fact confirms that the project value is overestimated if one does not consider the time uncertainty.

#### 4.3 Sensitivity analysis: the time uncertainty

Finally, the last sensitivity test was performed on the time uncertainty. The development duration of the modem PLC is important for its survival on market. Thus, we analyzed the impact of time uncertainty on the project value.

It is important to note that the sensitivity test was made with mode of 17 months and a symmetric distribution. This means that we considered the same possibility of accelerate or delay.

We constructed 7 scenarios (see Table 4). The "Half-width" column represents the percentage of deviation around the mode. The " $\sigma_p$ " column shows the standard deviation of the project duration. The duration of each phase was triangularly distributed.

**Table 4. Scenario Results (triangular distribution)**

| Scenario | Half-width | $\sigma_p$ | ANPV              | Flexibility      | Optimal Decision |
|----------|------------|------------|-------------------|------------------|------------------|
| C1       | 0%         | 0,00       | R\$ 15.522.309,41 | R\$ 3.712.433,21 | Improve          |
| C2       | 5%         | 0,49       | R\$ 15.527.791,98 | R\$ 3.714.953,60 | Improve          |
| C3       | 10%        | 0,98       | R\$ 15.544.708,60 | R\$ 3.722.856,46 | Improve          |
| C4       | 15%        | 1,47       | R\$ 15.573.264,52 | R\$ 3.737.051,86 | Improve          |
| C5       | 20%        | 1,96       | R\$ 15.612.959,56 | R\$ 3.756.070,11 | Improve          |
| C6       | 25%        | 2,45       | R\$ 15.662.758,46 | R\$ 3.779.964,06 | Improve          |
| C7       | 29%        | 2,85       | R\$ 15.712.763,31 | R\$ 3.804.564,48 | Improve          |

Note: A similar analysis was performed with mode of 12 months. We obtained a close result.

The results show that the expanded value of the project and the flexibility value are sensitive to the variability of the development duration of the phases. However, the optimal decision (Improve) remained the same in all situations, which demonstrates that in this case the optimal action is not sensitive to the variability of the project duration.

Note that the expanded value of the project and the flexibility value are increasing with the variance of the duration of the phases, which is different from the previously results. This happens because we considered now that the mode deviation has the same variability for up and down. In addition, we adopted a mode of 17 month.

At this point, we performed the same test above, but with the phases following a uniform distribution<sup>12</sup>. The uncertainty in the duration of the project was modeled as a uniform probability distribution with minimum of 10 month, maximum of 24 month month, or U(10, 24).

The expanded value of the project was R\$ 16.25 million. The best option at the first stage was to improve the project. The project value without uncertainties was R\$ 12.18 million. Thus, the value of the managerial flexibility was R\$ 4.06 million. Note that this result is 22% lower than the value of the triangular distribution.

We constructed 9 scenarios for test the variability of the duration of the phases (see Table 5). The "Half-width" column represents the percentage of deviation around the mode and the " $\sigma_p$ " column shows the standard deviation of project duration.

**Table 4. Scenario Results (uniform distribution)**

| Scenario | Half-width | $\sigma_p$ | ANPV              | Flexibility      | Optimal Decision |
|----------|------------|------------|-------------------|------------------|------------------|
| C1       | 0%         | 0,0        | R\$ 15.522.309,41 | R\$ 3.712.433,21 | Improve          |
| C2       | 5%         | 0,7        | R\$ 15.533.455,76 | R\$ 3.717.717,15 | Improve          |
| C3       | 10%        | 1,4        | R\$ 15.567.007,90 | R\$ 3.733.482,59 | Improve          |
| C4       | 15%        | 2,1        | R\$ 15.624.199,70 | R\$ 3.760.881,31 | Improve          |
| C5       | 20%        | 2,8        | R\$ 15.698.123,88 | R\$ 3.794.008,97 | Improve          |
| C6       | 25%        | 3,5        | R\$ 15.806.547,42 | R\$ 3.849.615,19 | Improve          |
| C7       | 30%        | 4,2        | R\$ 15.918.296,28 | R\$ 3.899.220,74 | Improve          |
| C8       | 35%        | 4,9        | R\$ 16.060.313,27 | R\$ 3.969.792,86 | Improve          |
| C9       | 40%        | 5,6        | R\$ 16.228.969,08 | R\$ 4.051.453,90 | Improve          |

Note: A similar analysis was performed with mode of 12 months. We obtained a close result.

The expected value of the project and the value of the managerial flexibility increases with the variance of the time uncertainty when the duration of the phases follow a uniform distribution. This result is similar to that obtained with triangular distribution.

## 5. Conclusion

This article aimed to contribute theoretically to the advancement the evaluation of innovative projects, which have many sources of uncertainties, managerial flexibility to treat them and guaranteed market share. We also presented an application of the model on an existent project.

<sup>12</sup> The continuous uniform distribution is defined by two parameters,  $a$  and  $b$ , which are its minimum and maximum values. The distribution is often abbreviated U( $a, b$ ). The variance is  $\sigma^2 = \frac{(b-a)^2}{12}$ .



The model accommodate four main aspects. First, the success of R&D projects depend on the performance level achieved by the technology. Second, the time is treated randomly and the methodology of Monte Carlo Simulation is used to simulate the duration of the phases. Third, the payoff function captures the largest possible amount of variability. Fourth, the sales volume of the product is a decreasing function of time and different of zero.

The application of the model was on the development of a modem PLC of data transmission, which was characterized by many uncertainties, such as phases duration, technological performance, market requirements and product payoff. Furthermore, the project managers had the flexibility to modify the course of the project as new information was emerging and uncertainties resolved.

We used the Monte Carlo Simulation to estimate the duration of the phases of the project. Based on this technique, we generated random values for the duration of the project development. This values were used to calculate the expected value of the project. The results indicated that the expanded value (ANPV) was R\$ 18.59 million and that the best option on the first stage was “improve”. The value of managerial flexibility was R\$ 5.14 million.

Sensibility tests were performed for ensure the reliability of results. We analyzed the variability of the likelihood of success of the parameters of shape and scale and of the time uncertainty. We concluded from the tests that our results are consistent with the literature studied. Besides, we also analyzed the time uncertainty with the duration of the phases following a uniform distribution. The results remained consistent.

In summary, one can say that the main contributions of this work was the adaptation of the model of Silva & Santiago (2009) to evaluate R&D projects in the context of development product with guaranteed market share. In addition, one can see the combination of a lattice tree with Monte Carlo Simulation to treat the variable time randomly and the development of a minimum sales function that decreases in time.

We hope that this work helps one to understand the model described above, which will improve the evaluation of innovative projects that have similar features with those noted throughout this paper.

## References

- AMRAN, M.; KULATILAKA, N. Real Options. **Harvard Business School Press, Boston**, 1999.
- CRESPO, C. F. S. **Avaliação do impacto econômico de uma projeto de pesquisa e desenvolvimento no valor de uma planta “gas-to-liquid” usando a teoria das opções reais**. Rio de Janeiro: Pontifical Catholic University of Rio de Janeiro. 2009.
- HUCHZERMEIER; LOCH, C. H. Project Management under risk: using the Real Options approach to evaluate flexibility in R&D. **Management Science**, v. 47, n. 1, p. 85-101, 2001.
- MYERS, S. C. Determinants of corporate borrowing. **Journal of financial economics**, v. 5, n. 2, p. 147-175, 1977.
- MYERS, S. Finance Theory and Financial Strategy. **Interfaces**, January-February, pp. 126-137, 1984.
- NICHOLS, N. A. Scientific management at Merck: an interview with CFO Judy Lewent. **Harvard Business Review**, v. 72, n. 1, p. 88-99, 1994.

- SANTIAGO, L. P.; BIFANO, T. G. Management of R&D projects under uncertainty: A multidimensional approach to managerial flexibility. **Engineering Management, IEEE Transactions on**, v. 52, n. 2, p. 269-280, 2005.
- SANTIAGO, L. P.; VAKILI, Pirooz. On the value of flexibility in R&D projects. **Management Science**, v. 51, n. 8, p. 1206-1218, 2005.
- SCHWARTZ, E. S.; MOON, Mark. Rational pricing of internet companies. **Financial Analysts Journal**, p. 62-75, 2000.
- SILVA, T. A. O.; SANTIAGO, L. P. New product development projects evaluation under time uncertainty. **Pesquisa Operacional**, v. 29, n. 3, p. 517-532, 2009.
- SMITH, J. M.; NAU, R. F. Valuing risky projects: Option pricing theory and decision analysis. **Management Science**, v. 41, p. 614-636, 1995.

## Asset Pricing under any Distribution of Returns: The Omega CAPM

### Precificação de Ativos sob qualquer Distribuição de Retornos: O Ômega CAPM

By Gabriel F. R. Vasconcelos, Fernanda F. C. Perobelli, Marcel D. T. Vieira\*

We propose a new version of the Capital Asset Pricing Model (CAPM). This new model works under any distribution of asset returns and its beta is sensitive to variations in the risk-free rate. Furthermore, our model does not make strong assumptions regarding investor behavior. It maintains the simple structure of a single factor and the micro-foundations of the traditional CAPM. This new approach brings several improvements to any models that use the beta as an explanatory variable. After a brief empirical test, we verified that the new model had a better performance than the traditional CAPM. (JEL G12, G11)

**Key words:** CAPM, OCAPM, superior moments.

Este trabalho propõe uma nova versão para o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). O novo modelo não faz restrições com relação a distribuições de retorno e seu *beta* é sensível a variações na taxa livre de risco. Além disso não existem pressupostos fortes com relação ao comportamento dos investidores. O modelo mantém a forma simples de um único fator e os micro fundamentos do CAPM original. Este novo enfoque traz melhorias consideráveis para quaisquer modelo que utilizam o *beta* como variável explicativa. Após um breve teste empírico, foi verificado que o modelo aqui proposto possui uma performance superior ao CAPM original. (JEL G12, G11)

**Palavras chave:** CAPM, OCAPM, momentos superiores.

---

\* Vasconcelos: Department of Economics, Federal University of Juiz de Fora (e-mail: gabrielrvsc@yahoo.com.br); Perobelli: Department of Economics, Federal University of Juiz de Fora, (e-mail: fernandafinotti.perobelli@ufjf.edu.br); Vieira: Institute of Exact Sciences, Federal University of Juiz de Fora, (e-mail: marcel.vieira@ice.ufjf.br).

The Mean-Variance model of Markowitz (1952) represented a great innovation in methods for assets pricing. The central idea of this model is that investors can make their investment decisions by choosing portfolios that are mean-variance efficient, in the sense that, for each level of expected return (mean) there is no other portfolio of lower risk (variance). According to this approach, combinations of efficient portfolios will create the Efficient Frontier, which represents a financial opportunity set for all risk-averse investors. Thus, on this opportunity set investors can choose portfolios according to their preferences for risk. The problem is that, while facing the same opportunity set, investors will choose portfolios based on their utility functions, in such a way that risk will have different prices at each point of the set, given by investors' risk-return substitution rate. The latter being, at this point, equal to the risk-return transformation rate provided by the opportunity set.

Following this approach, the Capital Asset Pricing Model (CAPM), developed by Sharpe (1964), Lintner (1965) and Mossin (1966), has given a reasonable solution to the multiple risk prices problem by introducing the risk-free asset on the Mean-Variance framework. Considering such asset, the Efficient Frontier was dominated (in terms of risk and return) by the Capital Markets Line (CML), which made it possible to establish a linear relationship between expected returns and a measure of systematic risk, known as 'beta', for securities throughout the Securities Market Line (SML). On this extended framework, each asset should return the risk-free rate plus a risk premium given by the product of the asset's beta and the unique price of risk.

Although the CAPM is a theoretically rigorous model which can be easily applied, the model requires as a necessary condition a mean-variance efficient market. In order to satisfy this necessary condition, one must impose restrictions on returns distributions or utility functions. The normal distribution and the quadratic utility function were the first known sufficient conditions that could satisfy the mean variance efficiency of the market.

There is a rich literature dealing with the necessary and sufficient conditions of the CAPM. Tobin (1958) believed that all distributions that could be described by two parameters would be enough to achieve the mean variance efficient market, but Feldstein (1969) has shown that the log-normal distribution, which can be described by two parameters, would not be a sufficient condition for the single period CAPM. More conclusive results were given by Ross (1978) with the two funds distributions. He showed that the CAPM could be developed if, for a great number of assets, the return distributions induced the investors to divide their wealth between two portfolios.

The mean variance efficiency of the market may seem like a weak restriction, but it cannot be satisfied if we do not impose some hard restrictions on utility functions or return distributions. Berk (1997) showed that restrictions on distributions would be equivalent to restrict the utility function to a shape that considers only mean and variance. The author also proposes combined restrictions on utility and distribution, e.g. polynomial utility combined with restrictions on superior moments of the distributions (above the second moment).

Therefore, to develop the CAPM one must choose among a great menu of sufficient conditions those that are less restrictive. Empirical distributions of returns are, in general, skewed and to assume that they are normal or two fund distributions may be unrealistic. However, to impose restrictions on investors behavior is not better; there may be other relevant factors to investors other than mean and variance. In fact, for the average investor the mean and the variance may not be relevant at all.

The CAPM also assumes that the beta is sufficient to describe the expected returns. Testing this assumption has led financial researchers into the development of many multifactor models.

Those models use a combination of empirically tested variables (and sometimes the beta itself) in order to find the best expression for the expected returns. A large number of variables were found to be statistically significant to explain the expected returns, such as price-earnings (Basu, 1977; 1983), dividend yields (Litzenberger & Ramaswamy, 1979), company size (Banz, 1981), company book value (Rosemberg *et al.*, 1985) and liquidity (Liu, 2006). Fama and French (1992a) have jointly tested most of these variables and found that the beta had no explanatory power when the expected returns were controlled by size; the authors argue that the size variable may have a higher correlation with the true betas than the estimated betas. This research was the first step to the Fama and French (1993; 1996) five-factor model with two factors for bonds and three factors for stocks. These multifactor models seem to provide a good explanation for the behavior of the expected returns, but they have neither the theoretical rigor nor the micro-foundations of the CAPM.

Some extended version of the CAPM use variables for skewness and kurtosis. Along with mean and variance, they offer a good description of most distributions of return. Kraus and Litzenberger (1976) and Fang and Lai (1997) have respectively tested skewness and kurtosis in the CAPM equation. These extended models have successfully shown that such measures are significant to explain expected returns. However, there are at least two problems with this approach: (i) the extended models simply add new variables to the CAPM equation and test them empirically; (ii) it is very unlikely that people actually calculate or even think about ‘higher moments’ in order to make an investment decision.

Last but not least on the CAPM empirical pitfalls, variance and standard deviation are measures of risk that consider the entire distribution of returns i.e. both good and bad results around mean are equally considered. It is reasonable to assume that risk averse investors are more concerned with the possibility of obtaining returns below average (or below a threshold point) than above average.

In this paper, we propose a new version for the CAPM, named Omega<sup>1</sup> CAPM (OCAPM). This new approach makes no assumptions towards returns distributions and investors behavior other than greed and risk aversion. Therefore, the discussion regarding necessary and sufficient conditions is much simpler. Furthermore, we use the Expected Shortfall as the risk measure. The Expected Shortfall considers only the downside risk and it is a coherent<sup>2</sup> measure of risk (Arcebi & Tasche, 2002). The OCAPM is built on the same theoretical rigor as its predecessor, being the beta coefficient the central difference between the two models. The OCAPM beta is sensitive to variations in the risk-free rate and it considers all the information (not only skewness and kurtosis) of returns distributions. Moreover, the proposed approach does not work with any assumption that, in order to make their investment decisions investors observe or consider skewness and kurtosis. These statistics are actually considered indirectly by the Omega performance measure, which has a very simple economic interpretation. Finally, the OCAPM maintains the single factor approach of the traditional CAPM.

We assume that individuals observe two measures in order to make their investment decisions: (i) the Expected Shortfall i.e. the average value of the loss if individuals actually lose; (ii) the Expected Chance i.e. the average value of the gain, if individuals actually win. These measures are in the core of the OCAPM, as the reward and risk measures used by the model.

In section 1, we present the Omega performance measure of Keating and Shadwick (2002). This measure plays a central role in the OCAPM. Section 2 contains the OCAPM theoretical

---

<sup>1</sup> The name “Omega” comes from the Omega Performance Measure of Keating and Shadwick (2002).

<sup>2</sup> The Expected Shortfall satisfies the four desirable axioms proposed by Artzner *et al.* (1999) for a risk measure to be coherent. This result is shown by Arcebi and Tasche (2002).



demonstration. In section 3, we present some empirical tests of the model. Finally, section 4 contains some remarks and ideas for further research.

### 1. The Omega Performance Measure

Since our aim is to propose a less restrictive version of the CAPM, regarding to returns distribution and investor utility function, we used the concepts of the Omega performance measure, originally proposed by Keating and Shadwick (2002). This measure makes no assumption towards returns distributions and works considerably well in a two-dimensional space, as in Markowitz framework (1952).

To define the Omega measure, one needs first to assume that a representative investor has an exogenous loss threshold point,  $L$ , such that for a realization of return,  $r$ , if  $r > L$  the investor is on the gain region and if  $r < L$  the investor is on the loss region of the returns distribution.

Let  $X$  be a random variable (distribution of returns) that assumes values  $a \leq X \leq b$  and  $L$  be the loss threshold point. The Omega function will be defined as:

$$(1) \quad \Omega(L) = \frac{\int_L^b [1 - F_X(x)] dx}{\int_a^L F_X(x) dx}$$

where  $F_X(x)$  is the cumulative distribution function of returns of a portfolio or asset  $X$ . The Omega measure is the ratio between the gain area and the loss area, as shown in figure 1.

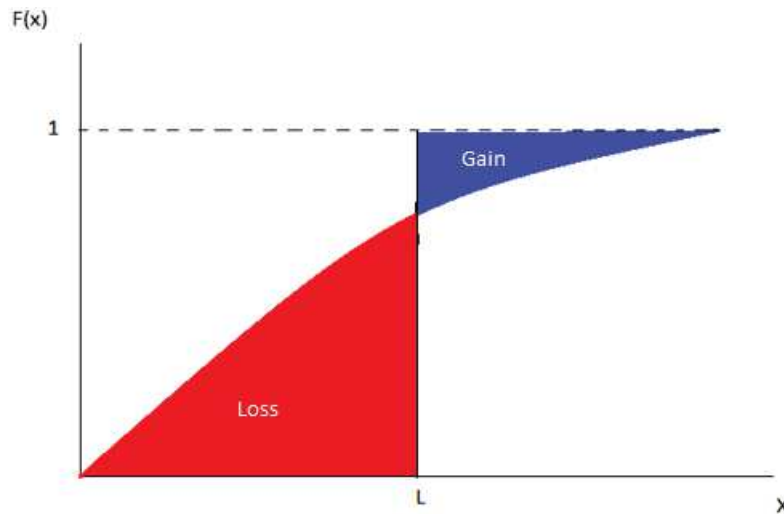


Figure 1: The Omega Measure

Kazemi *et al.* (2004) have shown an equivalent representation for the Omega measure. Defining Expected Chance (EC) as the expected value of gains, conditional to positive results, and Expected Shortfall (ES) as the expected values of loss conditional to negative results, then:

$$(2) \quad \Omega(L) = \frac{\int_L^b (x-L)f_X(x)dx}{\int_a^L (L-x)f_X(x)dx} = \frac{EC(L)}{ES(L)} = \frac{E[Max(X-L;0)]}{E[Max(L-X;0)]}$$

Equation (2) is very similar to the mean-variance model of Markowitz (1952), where Expected Chance represents reward and Expected Shortfall represents risk. Assuming that investors are risk-averse and greedy, they will desire the highest possible EC (it replaces expected return in the mean-variance model) and the lowest ES (it replaces variance in mean-variance model).

The main advantage of the Omega measure is that it considers the entire distribution of return without assuming that investors observe any moments. In fact, the Omega measure is a perfect representation of the distribution, where all information is considered.

The Omega measure does not state that higher moments must be considered directly; instead, it assumes that, in order to make their decisions, investors look at two very simple information: (i) if they win, how much money they will earn on average (EC); (ii) if they lose, how big their loss will be on average (ES). Thus, higher moments of returns distributions are considered indirectly through these measures.

The Omega CAPM, as we will demonstrate, uses the Omega measure to obtain a less restrictive Capital Market Line and Security Market Line.

### 1.1 The Expected Shortfall and the Coherent Measures of Risk

Artzner *et al.* (1999) have defined the four axioms required for a measure of risk to be coherent. Formally, let  $R_i$  and  $R_j$  be the random returns of assets  $i$  and  $j$ , and let  $k$  be a constant positive real number, a risk measure  $\rho$  will be coherent if it satisfies:

- a) Allocation:  $\rho(R_i + k) = \rho(R_i) - k, \forall k > 0$ .
- b) Subadditivity:  $\rho(R_i + R_j) \leq \rho(R_i) + \rho(R_j)$ .
- c) Homogeneity of degree one:  $\rho(kR_i) = k\rho(R_i)$ .
- d) Monotonicity: If for all  $R_i$  and  $R_j$ ,  $R_i < R_j$  then  $\rho(R_i) > \rho(R_j)$

One of the theoretical advantages of the OCAPM regards the measure of risk used by the model. Instead of the variance, we use the Expected Shortfall. The Expected Shortfall satisfies all the four axioms above, as shown by Arcebi and Tasche (2002). The same is not true for the variance and for the standard deviation. The first violates axioms a), c), and d) and the second violates axioms a) and d).

## 2. The Omega Capital Assets Pricing Model

As stated, the OCAPM has the same theoretical rigor as the traditional CAPM as it follows the same steps of Markowitz (1952) and Sharpe (1964) throughout its development. The first step is to show an Omega-based Efficient Frontier. This frontier shows all portfolios that have the smallest Expected Shortfall for a given Expected Chance (or the highest Expected Chance for a given expected Shortfall). Line AB (Figure 2) represents those portfolios for a given loss threshold  $L$ .

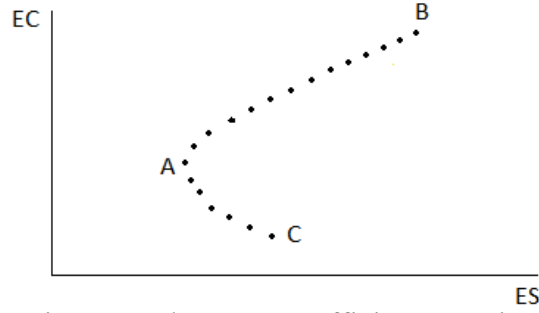


Figure 2: The Omega Efficient Frontier

Assuming that investors are risk-averse and greedy, the AB set may be obtained by mathematical programming:

$$\begin{aligned} (3) \quad & \text{Max } EC(L) \quad s.t. \quad ES(L) = k_1 \\ (4) \quad & \text{Min } ES(L) \quad s.t. \quad EC(L) = k_2 \end{aligned}$$

where  $k_1$  and  $k_2$  are constants. The two problems above are equivalent to obtain the set AB. All portfolios on the line between point A and point B are optimal in the Omega approach.

A rational investor will choose a portfolio  $p$  in the efficient frontier that makes his (or her) marginal rate of substitution (MRS) equals to the marginal rate of transformation (MRT) at some point of the efficient frontier:

$$MRS_{i_{ESp}}^{ECp} = MRT_{ESp}^{ECp}$$

Investors with different utility functions will choose different portfolios depending on their risk aversion, i.e. the Omega Efficient Frontier does not establish a single price for risk. To solve this issue we must include the risk-free asset in the model and proceed to the Omega Capital Markets Line.

## 2.1 The Omega Capital Markets Line

From this section on, we will treat the loss threshold,  $L$ , as an opportunity cost of a representative investor. Such interpretation holds because investors will be on the loss region if they obtain returns lower than  $L$ . Moreover, we assume for now that a representative investor can always obtain a return of  $L$  if he chooses to stay out of capital market. The Expected Chance and the Expected Shortfall of the opportunity  $L$  are<sup>3</sup>:

$$(5) \quad EC_L = E[\text{Max}(X - L; 0)] = 0$$

$$(6) \quad ES_L = E[\text{Max}(L - X; 0)] = 0$$

The expectations above are always zero because the only value  $X$  assumes is  $L$ . To obtain the Omega CML, we have to assume that a representative investor has a portfolio composed by the opportunity cost,  $L$ , and a portfolio on the efficient frontier, which will be defined as the

<sup>3</sup> The subscripts on the equations represent an asset or portfolio. Although both EC and ES are functions of  $L$ ,  $(L)$  will be omitted from now on for means of simplicity.

market portfolio,  $m$ . Let  $\alpha > 0$  be the fraction of wealth invested in the market portfolio and  $1 - \alpha$  the fraction of wealth invested in the opportunity  $L$  such that:

$$(7) \quad EC_p = E[\text{Max}\{\alpha R_m + (1 - \alpha)L - L; 0\}]$$

$$(8) \quad ES_p = E[\text{Max}\{L - \alpha R_m - (1 - \alpha)L; 0\}]$$

A function  $\text{Max}\{\cdot\}$  can be defined as: for  $\{X, Y\} \in \mathbb{R}$ ,  $\text{Max}\{X, Y\} = \frac{X+Y+|X-Y|}{2}$  (see Trybulec & Bylinski, 1989). Using this definition, equations (7)<sup>4</sup> and (8) can be expressed as:

$$(9) \quad EC_p = E\left[\frac{\alpha R_m - \alpha L + |\alpha R_m - \alpha L|}{2}\right] = E\left[\frac{\alpha(R_m - L) + |\alpha||R_m - L|}{2}\right] = \alpha EC_m$$

$$(10) \quad ES_p = E\left[\frac{\alpha L - \alpha R_m + |\alpha L - \alpha R_m|}{2}\right] = E\left[\frac{\alpha(L - R_m) + |\alpha||L - R_m|}{2}\right] = \alpha ES_m$$

Notice that we can only remove the coefficient  $\alpha$  from the expectation operator because it is assumed to be always positive<sup>5</sup>.

By differentiating the equations above in terms of  $\alpha$  we obtain the slope of the Capital Markets Line in the  $EC \times ES$  framework, as follows:

$$(11) \quad \frac{\partial EC_p}{\partial \alpha} = EC_m$$

$$(12) \quad \frac{\partial ES_p}{\partial \alpha} = ES_m$$

The slope of the Omega CML will be  $\frac{\partial EC_p}{\partial ES_p} = \frac{EC_m}{ES_m}$ . The Omega CML equation, on the other hand is:

$$(13) \quad EC_p = \frac{EC_m}{ES_m} ES_p$$

Equation (13) shows that the Omega CML starts at the origin of the space  $EC \times ES$ . The Market's Omega measure ( $\Omega_m = EC_m/ES_m$ ) is defined as the price of market risk and  $ES_p$  is the amount of risk of portfolio  $p$ . The equilibrium condition is that any portfolio in the Efficient Frontier must have the same Omega measure as the market portfolio.

Notice that the market portfolio is not any optimal portfolio, but the one where the CML tangencies the Efficient Frontier. The new frontier generated by the Omega CML dominates the Omega Efficient Frontier, as shown in figure 3.

<sup>4</sup> For equation (9) we have  $X = \alpha R_m + (1 - \alpha)L - L$  and  $Y = 0$  and for equation (10)  $X = L - \alpha R_m - (1 - \alpha)L$  and  $Y = 0$ .

<sup>5</sup> If we differentiate eq. (9) and (10) in terms of  $\alpha$ , keeping it inside the expectation sign, and evaluate the results for positive values of  $\alpha$ , we find eq. (11) and (12) either way.

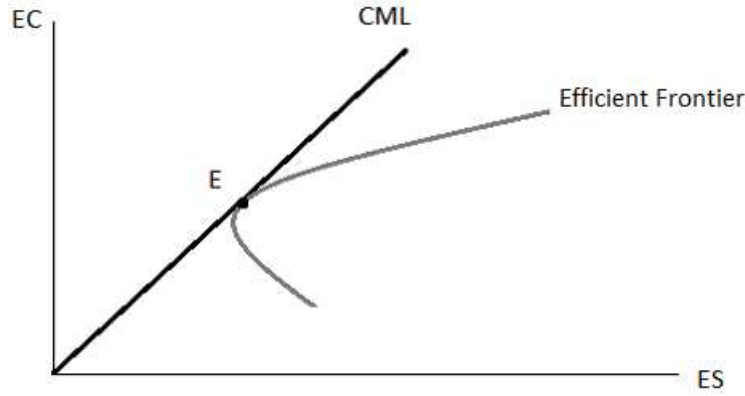


Figure 3: The Omega CML

Point E is the Omega market portfolio. It has the largest slope among all other portfolios in the Efficient Frontier. Let  $W = \{w_1, \dots, w_n\}$  be a set containing fractions of wealth invested on assets  $1, \dots, n$ . The Market portfolio,  $m$ , is obtained by the solution of the problem below:

$$(14) \quad \text{Max } \Omega_m = \text{Max } \frac{EC_m}{ES_m} \quad \text{s.t.} \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1$$

The two-fund separation theorem is still valid on the Omega approach, and therefore, investors will divide their wealth between the opportunity cost  $L$  and the market portfolio.

As in the original CAPM, we have to assume that all investors have homogeneous expectations towards distributions of returns in order to have an equilibrium situation, where the CML is unique. The opportunity cost  $L$  must also be unique, the best interpretation being therefore to consider that  $L$  is the interest rate at which individuals borrow and lend money. We do not assume, however, that  $L$  is constant over time; it might have a stochastic behavior.

## 2.2 The Omega Security Market Line

The Capital Markets Line allows us to know the equilibrium Expected Chance for a portfolio given its Expected Shortfall, but this is not enough to draw conclusions about individual assets. To evaluate assets, we need to go further until Omega Security Market Line.

Following similar steps from Sharpe (1964), let  $m$  be the market portfolio. Supposing that a portfolio  $p$  has the fraction  $\alpha$  of wealth invested in asset  $i$  and the fraction  $(1 - \alpha)$  invested in the market portfolio, the measures EC and ES of portfolio  $p$  are:

$$(15) \quad EC_p = E[\text{Max}\{\alpha R_i + (1 - \alpha)R_m - L; 0\}]$$

$$(16) \quad ES_p = E[\text{Max}\{L - (\alpha R_i + (1 - \alpha)R_m); 0\}]$$

By making the transformation on the function  $\text{Max}\{\cdot\}$  we have:

$$(17) \quad EC_p = E \left[ \frac{\alpha R_i + (1 - \alpha)R_m - L + |\alpha R_i + (1 - \alpha)R_m - L|}{2} \right]$$

$$(18) \quad ES_p = E \left[ \frac{L - \alpha R_i - (1 - \alpha)R_m + |L - \alpha R_i - (1 - \alpha)R_m|}{2} \right]$$

By differentiating both equations above in terms of  $\alpha$ , we obtain the slope of the Omega Security Market Line. We will show the procedure for equation (17). The development of equation (18) follows the same steps.



$$\begin{aligned}
\frac{\partial EC_P}{\partial \alpha} &= \frac{\partial}{\partial \alpha} E \left[ \frac{\alpha R_i + (1-\alpha)R_m - L + |\alpha R_i(1-\alpha) + R_m - L|}{2} \right] = \\
&= E \left[ \frac{\partial}{\partial \alpha} \left( \frac{\alpha R_i + (1-\alpha)R_m - L + |\alpha R_i(1-\alpha) + R_m - L|}{2} \right) \right] = \\
(19) \quad &= E \left[ \frac{(R_i - R_m) + \frac{(\alpha R_i + (1-\alpha)R_m - L)}{|\alpha R_i + (1-\alpha)R_m - L|} (R_i - R_m)}{2} \right]
\end{aligned}$$

Notice that expectation and differentiation sign were rearranged using the Leibnitz rule<sup>6</sup>. To advance in the demonstration, we must add and subtract  $L$  two times in equation (19):

$$(20) \quad \frac{\partial EC_P}{\partial \alpha} = E \left[ \frac{(R_i - L) - (R_m - L) + \frac{(\alpha R_i + (1-\alpha)R_m - L)}{|\alpha R_i + (1-\alpha)R_m - L|} [(R_i - L) - (R_m - L)]}{2} \right]$$

If the market portfolio is optimal on the Omega approach, asset  $i$  will already be with optimal proportions in such portfolio so that, if we assume equilibrium, the excess demand for asset  $i$  will be zero, i.e. under the market equilibrium  $\alpha = 0$ . Therefore, by making  $\alpha = 0$  in equation (20) we have:

$$(21) \quad \frac{\partial EC_P}{\partial \alpha} = E \left[ \frac{(R_i - L) - (R_m - L) + \frac{(R_m - L)}{|R_m - L|} [(R_i - L) - (R_m - L)]}{2} \right]$$

Since for  $|R_m - L| \neq 0$ ,  $\frac{(R_m - L)(R_m - L)}{|R_m - L|} = |R_m - L|$ , the final result for the Expected Chance equation is:

$$(22) \quad \frac{\partial EC_P}{\partial \alpha} = \frac{E[R_i] - L - 2EC_m + E \left[ \frac{(R_m - L)(R_i - L)}{|R_m - L|} \right]}{2} \quad |R_m - L| \neq 0$$

The results for the Expected Shortfall are shown below in equation (23):

$$(23) \quad \frac{\partial ES_P}{\partial \alpha} = \frac{L - E[R_i] - 2ES_m + E \left[ \frac{(L - R_m)(L - R_i)}{|L - R_m|} \right]}{2} \quad |L - R_m| \neq 0$$

The ratio of equations (22) and (23) represents the equilibrium trade-off between EC and ES:

$$(24) \quad \frac{E[R_i] - L - 2EC_m + E \left[ \frac{(R_m - L)(R_i - L)}{|R_m - L|} \right]}{L - E[R_i] - 2ES_m + E \left[ \frac{(L - R_m)(L - R_i)}{|L - R_m|} \right]}$$

If we consider that all unsystematic risk is eliminated throughout diversification with no costs, it is reasonable to assume that market will pay a risk premium only for systematic risk. The slope of the Omega CML represents the price of risk for diversified portfolios. Since market pays naught for unsystematic risk, the price of risk represented by expression (24) for  $\alpha = 0$  (equilibrium) must be the same price obtained in the Omega CML, as shown by the equation below:

<sup>6</sup> If  $f(x, \theta)$ ,  $a(\theta)$  and  $b(\theta)$  are differentiable in terms of  $\theta$ , Cassela and Berger (1990) define the Leibnitz rule as below:

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \int_{a(\theta)}^{b(\theta)} f(x, \theta) dx = f(b(\theta), \theta) \frac{\partial}{\partial \theta} b(\theta) - f(a(\theta), \theta) \frac{\partial}{\partial \theta} a(\theta) + \int_{a(\theta)}^{b(\theta)} \frac{\partial}{\partial \theta} f(x, \theta) dx$$

Since in equation (19) the limits of the integral and  $\theta$  are independent, the first and the second terms of the Leibnitz rule will be zero.

$$(25) \quad \frac{E[R_i] - L - 2EC_m + E\left[\frac{(R_m - L)(R_i - L)}{|R_m - L|}\right]}{L - E[R_i] - 2ES_m + E\left[\frac{(L - R_m)(L - R_i)}{|L - R_m|}\right]} = \frac{EC_m}{ES_m}$$

Notice that  $\frac{(R_m - L)(R_i - L)}{|R_m - L|} = \frac{(L - R_m)(L - R_i)}{|L - R_m|}$  and  $\frac{EC_m}{ES_m} = \Omega_m$ . Representing  $E\left[\frac{(R_m - L)(R_i - L)}{|R_m - L|}\right]$  by  $\gamma_i$  and solving equation (25) for  $E[R_i]$  we have:

$$(26) \quad \begin{aligned} E[R_i] - L &= \Omega_m(L - E[R_i] + \gamma_i - 2ES_m) - \gamma_i + 2EC_m \\ (E[R_i] - L)(1 + \Omega_m) &= \Omega_m\gamma_i - 2EC_m - \gamma_i + 2EC_m \\ E[R_i] &= L + \gamma_i \left[ \frac{\Omega_m - 1}{\Omega_m + 1} \right] \end{aligned}$$

$$(27) \quad \gamma_i = E\left[\frac{(R_m - L)(R_i - L)}{|R_m - L|}\right]$$

To obtain the final equation of the OCAPM, we must know that  $\left[\frac{\Omega_m - 1}{\Omega_m + 1}\right] = \frac{EC_m - ES_m}{EC_m + ES_m}$  and we must show that  $EC_m - ES_m = E[R_m] - L$ . In order to have a more general result, let  $X$  be a random variable such that  $a \leq X \leq b$  and  $f_X(x)$  represents its density function, then:

$$(28) \quad EC_X = \int_L^b (x - L)f_X(x)dx$$

$$(29) \quad ES_X = \int_a^L (L - x)f_X(x)dx$$

$$\begin{aligned} EC_X - ES_X &= \int_L^b (x - L)f_X(x)dx - \int_a^L (L - x)f_X(x)dx \\ &= E[X] - L \int_L^b f_X(x)dx - L \int_a^L f_X(x)dx \\ &= E[X] - L[F_X(b) - F_X(a)] \end{aligned}$$

Notice that  $[F_X(b) - F_X(a)] = 1$  because the expression considers the entire domain of the distribution of  $X$ , then  $F_X(b) = 1$  and  $F_X(a) = 0$ . The result of (28) will be:

$$(30) \quad EC_X - ES_X = E[X] - L$$

Our next step is to perform some algebra in the expression  $EC_m + ES_m$ . Once more, for general results, consider a random variable  $X$  such that:

$$(31) \quad \begin{aligned} EC_X + ES_X &= E\left[\frac{X - L + |X - L|}{2}\right] + E\left[\frac{L - X + |L - X|}{2}\right] = \frac{E[X] - L + L - E[X] + 2E[|X - L|]}{2} \\ EC_X + ES_X &= E[|X - L|] \end{aligned}$$

Replacing equations (30) and (31) in equation (26) we find the final equation of the Omega CAPM:

$$(32) \quad \begin{aligned} E[R_i] - L &= \gamma_i \left[ \frac{\Omega_m - 1}{\Omega_m + 1} \right] = \gamma_i \left[ \frac{EC_m - ES_m}{EC_m + ES_m} \right] = \gamma_i \left[ \frac{E[R_m] - L}{E[|R_m - L|]} \right] = \\ &= \frac{\gamma_i}{E[|R_m - L|]} (E[R_m] - L) \end{aligned}$$

$$(32) \quad E[R_i] = L + \beta_i (E[R_m] - L)$$

$$(33) \quad \beta_i = \frac{\gamma_i}{E[|R_m - L|]} = E\left[\frac{(R_m - L)(R_i - L)}{|R_m - L|}\right] \frac{1}{E[|R_m - L|]}$$

Equation (33) is the OCAPM beta. Its interpretation is similar to the original CAPM. The constant  $L$  is the interest rate at which investors can lend and borrow money; it may or may not be assumed as a risk-free rate<sup>7</sup>, but indeed, it represents an opportunity cost for investors. The term  $(E[R_m] - L)$  is the price of risk; it is unique as in the original CAPM. The difference between the two models is the  $\beta_i$  coefficient, which represents the amount of systematic risk of asset  $i$ . Although both CAPM beta and OCAPM beta have the same interpretation, the second is not the ratio of covariance and variance, and it considers all returns distribution above and below  $L$  as well. Furthermore, the OCAPM betas are sensitive to movements in the rate,  $L$ . Therefore, if  $L$ , as an opportunity cost for all investors, becomes higher, investors will demand even higher returns from the market and from each asset.

The OCAPM market beta is also equal to one. When the market presents high returns, if an asset yields even higher returns, then its beta will be greater than one. Alternatively, if an asset yields lower returns than the market, but those returns still follow the market, its beta will be a number between zero and one. Assets which vary in the opposite direction to the market have negative betas. Thus, the OCAPM beta also represents co-movements between an asset and the market. The main difference between the two models is that, instead of a mean variance efficient market, we use an Omega efficient market. Therefore, we do not need to assume that investors behave accordingly to utility functions, they need only to be greedy and risk averse. Regarding returns distributions, any distribution can be used as long as the expectations required in the Omega measure exists, and they do exist for any empirical distribution of returns. Another advantage of the OCAPM is that assets can have different distributions, as long as the Omega measure can be defined for them.

Finally, the risk measure we used is the Expected Shortfall, which is a coherent measure of risk in the sense of Artznet *et al* (1999), as shown by Arcebi and Tasche (2002). Therefore, the OCAPM has more realistic assumptions and it maintains the simple expression and the theoretical rigor of the original CAPM. We do not claim that investors observe and calculate statistical moments directly, in order to consider them in the CAPM equation, like Kraus and Litzenberger (1976) and Fang and Lai (1997). Investors use information such as skewness and kurtosis indirectly when they observe the Expected Chance and the Expected Shortfall.

The graphical representation of the Omega Securities Market Line is shown in figure 4.

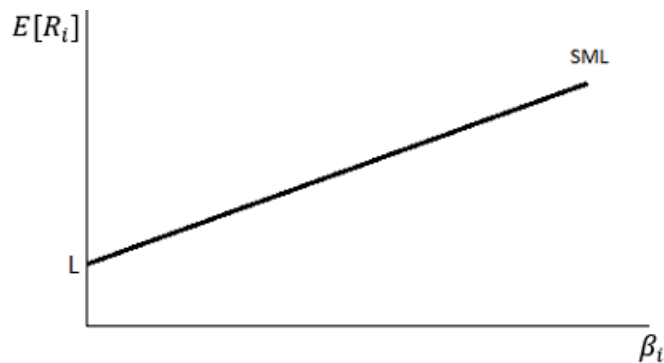


Figure 4: The Omega SML

<sup>7</sup> The OCAPM risk measure is the Expected Shortfall and equation (6) shows that, on the omega approach, the asset  $L$  will always be risk-free. Therefore, when we talk about a risk-free rate, it is intuitive to think about a zero variance rate. When we say that  $L$  may or may not be assumed as risk-free, it means that it may or may not have a positive variance.

### 3. Empirical Results

#### 3.1 The Data

For this test, we used monthly returns of 395 stock of the Standard & Pours 500 that were available on the entire 2000-2012 period. The data is from the Economatica database. Since we will estimate the market portfolio through optimization, a small database makes the procedure much simpler.

We ranked the 395 stocks by beta (CAPM and OCAPM) and divided them in 15 portfolios to allow as much variation as possible on the betas, and to eliminate some undesirable unsystematic risk. There was no correction for measurement errors in the betas, living the data as raw as possible. Since the measurement errors tend to make the results worst due to problems it creates when we rank the assets, we are free from false good results.

#### 3.2 The Market Portfolio

Most of the empirical research regarding the CAPM uses an equally balanced portfolio or an index as a proxy for the market. Since the Roll's critique (1977), it is a consensus that the real market portfolio cannot be estimated and this discussion ceased to be very relevant on the literature. However, the CAPM and the OCAPM requires efficient portfolios on their frameworks. It is impossible to create portfolios with all assets in the economy, but only the feasible optimized portfolio, for the assets we choose to use.

We built two market portfolios by optimization, through maximizing the Sharpe ratio<sup>8</sup> and the Omega measure. Table 1 shows some details about the two market portfolios and figure 5 shows the mean-variance efficient frontier with the Omega market portfolio discriminated.

| Market   | Mean  | Std   | Omega | Sharpe Ratio | EC    | ES    |
|----------|-------|-------|-------|--------------|-------|-------|
| Mean     | 1.987 | 2.869 | 5.489 | 0.692        | 2.427 | 0.442 |
| Variance |       |       |       |              |       |       |
| Omega    | 2.174 | 3.372 | 6.271 | 0.589        | 2.583 | 0.412 |

Table 1: Market Portfolios

<sup>8</sup> Special Thanks to "The Economist at Large" home page for a very complete and well described R script for the Efficient Frontier. The script is available in <http://economistatlarge.com/portfolio-theory/r-optimized-portfolio/r-code-graph-efficient-frontier>.

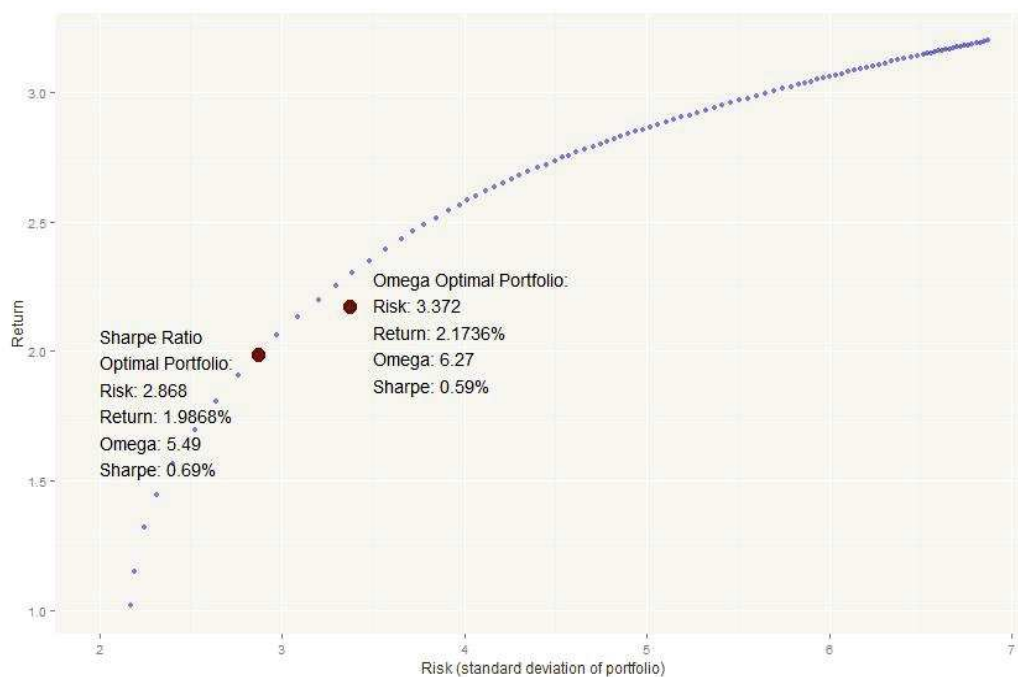


Figure 5: The Efficient Frontier

The Omega portfolio is not in the efficient frontier, its expected return is higher than the mean-variance efficient portfolio, but its standard deviation is also higher. However, the Omega measure is higher in the Omega portfolio. This shows that the optimal portfolio for the Omega measure may be interpreted as bad portfolio in the mean variance framework. However, the optimal portfolio in the mean variance framework, which has the highest sharp ratio, is suboptimal if we analyze it in the omega framework.



### 2.3 Cross sectional Results

Before discussing empirical results, it is interesting to have some descriptive statistics regarding the ranked portfolios that we created. Table 2 shows the average return and the beta of all portfolios, followed by correlations and some other information.

| <u>Mean Variance Efficient Market</u> |       |       |       |               |         |               |       |       |       |          |             |               |              |              |       |
|---------------------------------------|-------|-------|-------|---------------|---------|---------------|-------|-------|-------|----------|-------------|---------------|--------------|--------------|-------|
| <u>portfolio</u>                      | 1     | 2     | 3     | 4             | 5       | 6             | 7     | 8     | 9     | 10       | 11          | 12            | 13           | 14           | 15    |
| <u>Average Returns %</u>              | 1.376 | 1.295 | 1.438 | 1.441         | 1.242   | 1.402         | 1.194 | 1.446 | 0.978 | 1.086    | 1.113       | 1.149         | 0.985        | 0.872        | 0.771 |
| CAPM beta                             | 2.434 | 1.987 | 1.827 | 1.667         | 1.576   | 1.479         | 1.380 | 1.303 | 1.231 | 1.158    | 1.073       | 0.989         | 0.877        | 0.762        | 0.567 |
| OCAPM beta                            | 1.926 | 1.610 | 1.461 | 1.406         | 1.335   | 1.276         | 1.188 | 1.197 | 1.063 | 1.018    | 0.920       | 0.874         | 0.790        | 0.751        | 0.592 |
| <u>Correlations</u>                   |       |       |       | $E[R_i]$      | $\beta$ | $\Omega\beta$ |       |       |       | $E[R_i]$ | $\beta$     | $\Omega\beta$ |              |              |       |
|                                       |       |       |       | $E[R_i]$      | 1       | 0.787         | 0.850 |       |       |          | Var.        | 0.044<br>348  | 0.228<br>098 | 0.118<br>841 |       |
|                                       |       |       |       | $\beta$       | 0.787   | 1             | 0.996 |       |       |          | <u>Std.</u> | 0.210         | 0.477        | 0.344        |       |
|                                       |       |       |       | $\Omega\beta$ | 0.850   | 0.996         | 1     |       |       |          |             |               |              |              |       |
| <u>Omega Efficient Market</u>         |       |       |       |               |         |               |       |       |       |          |             |               |              |              |       |
| <u>portfolio</u>                      | 1     | 2     | 3     | 4             | 5       | 6             | 7     | 8     | 9     | 10       | 11          | 12            | 13           | 14           | 15    |
| <u>Average Returns %</u>              | 1.994 | 1.540 | 1.490 | 1.519         | 1.302   | 1.313         | 1.156 | 1.339 | 1.076 | 1.008    | 0.866       | 0.988         | 0.842        | 0.643        | 0.673 |
| CAPM beta                             | 1.798 | 1.561 | 1.364 | 1.330         | 1.218   | 1.152         | 1.084 | 0.989 | 1.082 | 0.912    | 0.792       | 0.743         | 0.640        | 0.593        | 0.503 |
| OCAPM beta                            | 1.909 | 1.546 | 1.393 | 1.325         | 1.243   | 1.182         | 1.119 | 1.068 | 1.008 | 0.936    | 0.875       | 0.811         | 0.730        | 0.646        | 0.496 |
| <u>Correlations</u>                   |       |       |       | $E[R_i]$      | $\beta$ | $\Omega\beta$ |       |       |       | $E[R_i]$ | $\beta$     | $\Omega\beta$ |              |              |       |
|                                       |       |       |       | $E[R_i]$      | 1       | 0.964         | 0.960 |       |       |          | <u>var</u>  | 0.126         | 0.126        | 0.126        |       |
|                                       |       |       |       | $\beta$       | 0.964   | 1             | 0.991 |       |       |          | <u>std</u>  | 0.355         | 0.355        | 0.355        |       |
|                                       |       |       |       | $\Omega\beta$ | 0.960   | 0.991         | 1     |       |       |          |             |               |              |              |       |

Table 2: Some information of the ranked portfolios

The most important information of table 2 is the correlation matrix. Both the CAPM and the OCAPM beta are highly correlated, and their correlation with the expected return vector is also high. The correlation between the betas is 0.996 for the mean variance efficient market and 0.991 for the omega efficient market.

We estimated the CAPM and the OCAPM on both markets (mean variance efficient market and omega efficient market) for a better comparison between the two models. The goal here is to check if the linear relationship between the expected return and the betas is stronger in any of the models. Tests for the sufficiency of the beta is left for another paper. Table 3 summarizes the results. The regressions are simple cross section of the expected return and the betas; we also test the CAPM and the OCAPM betas together in the regression.

|       |         | Mean Variance Market |         |         | Omega Market |         |         |
|-------|---------|----------------------|---------|---------|--------------|---------|---------|
|       |         | 1                    | 2       | 3       | 1            | 2       | 3       |
| CAPM  | coef. % | 0.347                |         | -1.167  | 0.964        |         | -0.160  |
|       | t       | (4.26)               |         | (-1.23) | (14.49)      |         | (-0.38) |
|       | p-value | (0.001)              |         | (0.241) | (0.000)      |         | (0.710) |
| OCAPM | coef. % |                      | 0.493   | 2.105   |              | 0.977   | 1.135   |
|       | t       |                      | (4.39)  | (1.64)  |              | (20.09) | (2.87)  |
|       | p-value |                      | (0.001) | (0.128) |              | (0.000) | (0.014) |
| Cons  | coef. % | 0.716                | 0.614   | 0.323   | 0.170        | 0.123   | 0.120   |
|       | t       | (6.55)               | (4.88)  | (1.31)  | (2.36)       | (2.00)  | (1.97)  |
|       | p-value | (0.000)              | (0.000) | (0.216) | (0.034)      | (0.066) | (0.072) |
| $R^2$ |         | 0.62                 | 0.65    | 0.7     | 0.93         | 0.95    | 0.95    |
| n     |         | 15                   | 15      | 15      | 15           | 15      | 15      |

-Regressions with number 1 are for the CAPM, number 2 for the ocapm and number 3 for both betas together.

Table 3: Cross Sectional Regressions

Surprisingly, the OCAPM performed better even on the mean variance efficient market, with higher t-statistic, coefficient and  $R^2$ . The mean variance efficient market regressions showed a linear relationship between betas and expected returns much flatter than expected (the excess returns of the market calculated from the database was 1.98%). The third regression showed a negative signal for the CAPM beta, and a strong multicollinearity between the two betas.

The Omega efficient market regressions also had a flatter relationship between expected returns and beta (excess return of the omega efficient market of 2.17%), but this relationship was stronger than the one obtained on the mean variance efficient market. The negative signal for the CAPM beta persisted on the extended regression, and even though both betas are highly correlated, the OCAPM beta remained significant. The  $R^2$  of 0.95 on regressions 2 and 3 indicate that the CAPM beta adds no information regarding the expected returns when those are controlled by the OCAPM beta. Another interesting observation regards the constant term in all regressions of the Omega market: it was not significant, since the dependent variable is excess return; so, a null constant is a better result.

#### IV. Final Remarks

In this paper, we proposed a new version for the CAPM named Omega CAPM (OCAPM). In the considered model, we make no assumptions regarding distributions of returns, and the only assumptions regarding utility functions are greed and risk aversion.

We have followed every step of the original CAPM demonstration in order to maintain its micro-foundations and its theoretical rigor. The only structural difference between the two models is in the way we calculate their betas.

The OCAPM approach considers information of higher moments, such as skewness and kurtosis, but we do not claim that individuals observe these statistics in order to make their investment decisions. Instead, they observe two measures, which have very simple economic interpretation i.e. the Expected Chance and the Expected Shortfall. Respectively, they represent how much money the investor will earn, on average, given that he (or she) won, and how much he (or she) will lose, on average, given that he (or she) lost. The Expected Shortfall is also the risk measure used in the OCAPM. It is a coherent measure of risk (Arcebi & Tasche, 2002) and it considers as risk only the downside risk (risk of losing).

The OCAPM maintains the single factor simplicity of its predecessor. The sufficiency of the beta coefficient is also assumed, but we acknowledge it deserves further research. We believe that even if the beta sufficiency does not verify, it may bring a significant improvement to models that use the beta as an explanatory variable.

Empirically, we performed a brief test comparing the CAPM and the OCAPM using optimized market portfolios. The objective was not to reject or accept any of the models, but to verify which of them presented a stronger linear relationship between beta and expected returns. The results showed that the OCAPM performed better on both optimized market portfolios (mean variance and omega). The results were better for both models (the CAPM and the OCAPM) on the Omega efficient market.

### References

- ACERBI, Carlo; TASCHE, Dirk. On the coherence of expected shortfall. **Journal of Banking & Finance**, v. 26, n. 7, p. 1487-1503, 2002.
- ARTZNER, Philippe; DELBAEN, Freddy; EBER, Jean-Mark; HEATH, David. Coherent measures of risk. **Mathematical finance**, v. 9, n. 3, p. 203-228, 1999.
- BANZ, Rolf W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of financial economics**, v. 9, n. 1, p. 3-18, 1981.
- BASU, Sanjoy. Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis. **The Journal of Finance**, v. 32, n. 3, p. 663-682, 1977.
- BASU, Sanjoy. The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. **Journal of financial economics**, v. 12, n. 1, p. 129-156, 1983.
- BERK, Jonathan B. Necessary conditions for the CAPM. **Journal of Economic Theory**, v. 73, n. 1, p. 245-257, 1997.
- BLACK, Fischer. Capital market equilibrium with restricted borrowing. **The Journal of Business**, v. 45, n. 3, p. 444-455, 1972.
- CASELLA, George; BERGER, Roger L. **Statistical inference**. Belmont, CA: Duxbury Press, 1990.
- CHEN, NAI-FU. Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing. **The Journal of Finance**, 38.5 (1983): 1393-1414.
- FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of financial economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993.
- FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **The journal of finance**, v. 51, n. 1, p. 55-84, 1996.
- FAMA, Eugene F.; MACBETH, James D. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. **The Journal of Political Economy**, p. 607-636, 1973.
- FANG, Hsing; LAI, Tsong-Yue. Co-kurtosis and Capital Asset Pricing. **Financial Review**, v. 32, n. 2, p. 293-307, 1997.
- FELDSTEIN, Martin S. Mean- variance analysis in the theory of liquidity preference and portfolio selection. **The Review of Economic Studies**, v. 36, p. 5-12, 1969.
- KAZEMI, Hossein; SCHNEEWEIS, Thomas; GUPTA, Bhaswar. Omega as a performance measure. **JOURNAL OF PERFORMANCE MEASUREMENT.**, v. 8, p. 16-25, 2004.
- KEATING, Con; SHADWICK, William F. A universal performance measure. **Journal of performance measurement**, v. 6, n. 3, p. 59-84, 2002.
- KRAUS, Alan; LITZENBERGER, Robert H. SKEWNESS PREFERENCE AND THE VALUATION OF RISK ASSETS\*. **The Journal of Finance**, v. 31, n. 4, p. 1085-1100, 1976.

- LINTNER, John. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The review of economics and statistics**, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.
- LITZENBERGER, Robert H.; RAMASWAMY, Krishna. The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence. **Journal of financial economics**, v. 7, n. 2, p. 163-195, 1979.
- LIU, Weimin. A liquidity-augmented capital asset pricing model. **Journal of financial Economics**, v. 82, n. 3, p. 631-671, 2006.
- MARKOWITZ, Harry. Portfolio selection\*. **The journal of finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.
- MERTON, Robert C. An intertemporal capital asset pricing model. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 867-887, 1973.
- MOSSIN, Jan. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 768-783, 1966.
- REINGANUM, Marc R. The arbitrage pricing theory: some empirical results. **The Journal of Finance**, v. 36, n. 2, p. 313-321, 1981a.
- ROLL, Richard. A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory. **Journal of financial economics**, v. 4, n. 2, p. 129-176, 1977.
- ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. **The Journal of Finance**, v. 35, n. 5, p. 1073-1103, 1980.
- ROSENBERG, Barr; REID, Kenneth; LANSTEIN, Ronald. Persuasive evidence of market inefficiency. **The Journal of Portfolio Management**, v. 11, n. 3, p. 9-16, 1985.
- ROSS, Stephen A. Mutual fund separation in financial theory—the separating distributions. **Journal of Economic Theory**, v. 17, n. 2, p. 254-286, 1978.
- ROSS, Stephen A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of economic theory**, v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.
- SHARPE, William F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk\*. **The journal of finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.
- TOBIN, James. Liquidity preference as behavior towards risk. **The Review of Economic Studies**, v. 25, n. 2, p. 65-86, 1958.
- TRYBULEC, Andrzej; BYLINSKI, Czesław. Some properties of real numbers operations: min, max, square, and square root. **Journal of Formalized Mathematics**, v. 1, n. 198, p. 9, 1989.

# **Efeitos de transmissão da taxa de juros sobre operações no mercado de cartões no Brasil**

## **Débora Ionara Rodrigues de Melo**

Mestre em Economia pelo PPGE/UFPB - MINTER

Servidora pública do IFRN

Endereço: Departamento de Economia - UFPB/CCSA - Cidade Universitária/Campus I

58051-900 - João Pessoa, PB – Brasil

Telefone: (83) 3216 - 7453

[debora.melo@ifrn.edu.br](mailto:debora.melo@ifrn.edu.br)

## **Bruno Ferreira Frascaroli**

Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE

Professor adjunto do Departamento de Economia UFPB e do PPGE/UFPB

Endereço: Departamento de Economia - UFPB/CCSA - Cidade Universitária/Campus I

58051-900 - João Pessoa, PB – Brasil

Telefone: (83) 3216 - 7453

[brunoarizona@yahoo.com.br](mailto:brunoarizona@yahoo.com.br)

## **Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida**

Doutorando em Economia pelo PPGE-UFPB

Professor assistente do Departamento de Economia/UFPB

Endereço: Departamento de Economia - UFPB/CCSA - Cidade Universitária/Campus I

58051-900 - João Pessoa, PB – Brasil

Telefone: (83) 3216 - 7453

[alessiotony@gmail.com](mailto:alessiotony@gmail.com)



# Efeitos de transmissão da taxa de juros sobre operações no mercado de cartões no Brasil

## RESUMO

Nos últimos dez anos, de acordo com a Associação Brasileira das Empresas de Cartões de Crédito e Serviços (ABECS), o mercado de cartões cresceu, em média, 23% a.a. Em contrapartida, as taxas de juros dos cartões de crédito no Brasil são os mais altos da América Latina: em média, 239% a.a. Diante de tal cenário, o presente trabalho se propôs a discutir e examinar os efeitos de um aumento na taxa de juros Selic sobre o volume de operações do mercado de cartões, considerando os níveis de risco de inadimplência adotados pelo Banco Central do Brasil (BCB). Para tanto, foi utilizado o modelo CoVaR de Adrian e Brunnermeier (2011), que mensura a contribuição marginal da variação na taxa de juros sobre as operações no mercado de crédito em um cenário de *distress* no setor. A presente pesquisa revelou que existe relação significativa entre a taxa de juros básica da economia e o volume de operações do mercado de cartões de crédito no que diz respeito ao quantis investigados (0,90; 0,95; 0,99), ou seja, o volume de operações de crédito com cartões é contagiado por taxas de juros no extremo positivo da distribuição condicional.

**Palavras-chave:** Mercado de crédito; Taxa de juros; CoVaR; Efeitos de transmissão.

## ABSTRACT

Over the past decade, according to the Brazilian Association of Credit Card and Services (ABECS), the card market grew on average 23% per year. In contrast, the interest rates on credit cards in Brazil are the highest in Latin America: on average 239% per year. Thus, this work proposes to discuss and examine the effects of an increase in the Selic interest rate on the transaction volume card market, considering the levels of default risk adopted by the Central Bank of Brazil (BCB). For this, we used the CoVaR model by Adrian and Brunnermeier (2011), which measures the marginal contribution of the variation in the interest rate on the credit market operations in a context of distress in the sector. This research revealed that there is significant relationship between the basic interest rate of the economy and the volume of credit market with respect to the quantile investigated (0.90, 0.95, 0.99), ie, the volume of credit card transactions is infected by interest rates in the positive locus of conditional distribution.

**Keywords:** Credit market; Interest rate; CoVaR; Transmission effects.

**Código JEL:** G32; E51; E43.

Área 3: Finanças

## 1. Introdução

Nos últimos dez anos, o mercado de cartões de pagamento eletrônico vivenciou um período de forte expansão e fortalecimento no Brasil. De acordo com a ABECS, a taxa média de crescimento do mercado de cartões de pagamento eletrônico foi de 23% entre 2002 e 2011. Somente em 2011, este setor obteve um faturamento recorde de R\$ 670 bilhões, representando 26,8% de participação no consumo das famílias brasileiras. A quantidade de transações efetuadas nesse período cresceu, em média, 20%, alcançando a marca de 8,3 bilhões de transações em 2011. O volume de cartões em circulação também aumentou consideravelmente: de 183 milhões em 2002 para 687 milhões de cartões em 2011, o que significa que, em média,

cada brasileiro possui 3,5 unidades de cartão. Hoje, 72% da população possui algum tipo de cartão e 69% utiliza-o com frequência (ABECS, 2012).

De acordo com a pesquisa ABECS/DATAFOLHA (2011), realizada anualmente em 11 capitais brasileiras, a posse de cartões de crédito, de débito e de rede/loja na população aumentou de 68%, em 2008, para 72,4%, em 2011. Nos estabelecimentos comerciais, os meios eletrônicos de pagamento também ganharam mais espaço e respondem pela maior fatia de faturamento das empresas, com 54% de participação. Esse crescimento recorde decorre, principalmente, da expansão do produto nas classes de menor renda e pelo processo contínuo de substituição de outros meios de pagamento, como cheque ou dinheiro, para os cartões. De acordo com a ABECS (2012), a inclusão financeira, o maior acesso das classes C, D e E aos meios eletrônicos de pagamento e o momento favorável da Economia foram fatores cruciais no processo de crescimento e fortalecimento do mercado de cartões.

Entretanto, esse incremento exponencial da indústria de cartões não se refletiu em uma redução das taxas de juros cobrados aos usuários. De acordo com a Associação Nacional dos Executivos de Finanças, Administração e Contabilidade (ANEFAC, 2011), os juros dos cartões de crédito são os mais altos de todas as modalidades de concessão de crédito, atingindo em 2011 o patamar de 238,6% ao ano, mais do que o dobro da média das operações de crédito para pessoas físicas, que foi de 114,8% ao ano. As taxas do cartão superaram até mesmo as elevadas taxas cobradas pelos bancos no cheque especial (162%), em 2011. Um exemplo disso vem das experiências internacionais, pois comparando do nível médio do *spread* bancário brasileiro com alguns países selecionados. Segundo dados do BCB, em janeiro de 2012 a taxa média paga para aplicações financeiras no Brasil estava em 38,0% ao ano e a taxa média de captação era de 10,2% a.a., resultando em um *spread* de 27,8% a.a., distante da realidade dos *spreads* bancários praticados em algumas economias latino-americanas, como a Argentina, 3,39% a.a., seguida pelo Chile (4,49%), México (3,82%), Colômbia (7,37%) e Bolívia (9,61%).

Outra característica marcante a indústria do cartão de crédito são os seus elevados níveis de inadimplência, também chamados *default*. Enquanto que no final de 2011 o índice de inadimplência girou em torno de 7,3% nas operações com pessoas físicas, a taxa nas operações com cartões de crédito somou 26,7%, mais do que três vezes a média indicada anteriormente. A dívida dos brasileiros com cartões de crédito cresceu em ritmo acelerado na última década. As concessões de crédito rotativo (conhecido como pagamento mínimo) chegaram ao maior nível da história em dezembro de 2011 – R\$ 22,2 bilhões – representando um avanço de 825% em um período de dez anos (ABECS, 2011).

Com base nesse cenário de crescimento do mercado de cartões, apresenta-se um questionamento: como o mercado de cartões reagiria a um aumento significativo na taxa básica de juros? Qual seria o efeito dessa decisão sobre o volume de operações do setor? Neste sentido o objetivo do presente estudo foi avaliar os impactos de um aumento da taxa de juros básica da Economia sobre as operações de crédito do mercado de cartões de pagamentos no Brasil. Mais precisamente, os objetivos específicos foram compreender a dinâmica e estrutura de funcionamento do mercado de cartões de crédito e as características e particularidades do Mercado de Dois Lados (M2L), e mensurar a contribuição marginal da taxa de juros no volume de operações de crédito do setor de cartões de pagamentos no Brasil, por níveis de risco, de acordo com classificação do BCB.

Com o intuito de compreender os efeitos da taxa Selic sobre o volume de transações no mercado de cartões de pagamentos, utilizou-se o modelo desenvolvido em 2010 por Tobias Adrian e Markus Brunnermeier, denominado de CoVaR. A ideia foi tomar o conceito desenvolvido no trabalho de Santos, Mapa e Glindro (2011), que aplicaram o *Value at Risk* (VaR) para avaliar os riscos inerentes à inflação, no que se refere ao comportamento dos quantis superiores da sua função densidade de probabilidade. Isto é, avaliar o risco da inflação apresentar aumentos significativos, dificultando a gestão por parte do Banco Central das Filipinas.

Este artigo está organizado em sete seções. A seção 2 explica o mercado de cartões, sua dinâmica e seus agentes. A seção 3 discute as características do mercado de dois lados (M2L), os modelos teóricos aplicados nos cartões de pagamento e a influência da taxa de juros no mercado de cartões. As seções 4 e 5 relatam a estratégia empírica descrevendo o modelo CoVaR e a base de dados do estudo. A seção 6 discute os efeitos da taxa de juros Selic no mercado de cartões através da análise e interpretação dos resultados obtidos. Finalmente, a seção 7 reúne as conclusões finais do trabalho.

## 2. O mercado de cartões de pagamentos

Para uma melhor análise da conjuntura de negócios e compreensão das regras e práticas observadas no mercado de cartões de pagamento, faz-se necessário o estudo dos modelos teóricos aplicados à própria. Esses modelos procuram explicar o comportamento de algumas variáveis, como tarifa de intercâmbio e taxas cobradas de estabelecimentos e de portadores de cartão, além dos impactos destas nas estruturas do mercado. Logo, são utilizadas diferentes combinações de cenários que levam em consideração aspectos concorrenciais *interplataformas* ou *intraplataforma*, as características da rede e os traços e comportamentos de estabelecimentos e de portadores.

No esquema de cartões, desconsiderados *os private labels*, é possível a participação de até cinco agentes em sua dinâmica de funcionamento: dois destes são usuários finais e, os demais, participantes diretos da indústria. Os usuários finais são os portadores (ou consumidores) e os estabelecimentos comerciais (ou lojistas). Os participantes da indústria correspondem aos emissores (administradoras), aos credenciadores e à bandeira.

O portador é o consumidor; é o indivíduo que possui o cartão e o utiliza para efetuar suas transações comerciais. O usuário opta pelo cartão como meio de pagamento em razão da conveniência e comodidade de seu uso e por questões de segurança. Isso porque o cartão dispensa a necessidade de preenchimento de cheques e de manipulação de cédulas, além de os custos decorrentes de fraudes serem, geralmente, arcados pelo banco emissor.

O portador possui um limite de crédito, estipulado pela administradora do cartão de crédito, podendo efetuar compras até esse limite. Em data mensal predeterminada, o valor total de suas compras é saldado sem juros. Essa vantagem adicional do cliente é chamada de crédito gratuito ou “*grace period*”, que corresponde ao período entre a realização da compra e o pagamento da fatura. Muitas vezes é possível obter até 40 dias sem juros entre a data da compra e o vencimento da fatura.

De acordo com Fagundes, Ferrés e Saito (2009), com o cartão de crédito, o momento da compra e do pagamento é descasado. O portador pode realizar compras até um determinado valor limite, estipulado pelo emissor do cartão a ser pago em uma data futura predeterminada. Já na função débito, a compra é realizada à vista e o valor da compra é extraído diretamente da conta corrente do portador. Para ter direito a esses cartões, o portador paga uma taxa (anuidade) ao estabelecimento bancário. Nessa relação, não existe cobrança de taxas por transação. Caso a fatura não seja integralmente paga na sua data de vencimento, os juros são cobrados sobre os valores não pagos.

Segundo Freitas (2007), o segundo usuário final é o lojista. O estabelecimento comercial é pessoa jurídica que firma contrato com a credenciadora, dispondo-se a aceitar o cartão como instrumento de pagamento. O montante recebido corresponde à diferença entre o valor da operação e a taxa de desconto. Essa tarifa objetiva remunerar o agente credenciador pelos serviços prestados. O estabelecimento também paga pelo aluguel do terminal eletrônico, conhecido como POS (*point of sale*).

Para Rochet e Tirole (2006), as taxas cobradas pelas instituições financeiras agem como um fator de desestímulo. A aceitação de cartões de crédito por esses estabelecimentos advém do receio de perder clientes. Isso implica em dizer que a decisão de compra do consumidor está

relacionada à aceitação ou não do cartão de crédito como meio de pagamento. Sendo assim, o lojista é forçado a aceitá-lo, incorrendo nos altos custos de manutenção. Dos participantes da indústria, o emissor é o que mantém vínculo mais próximo com o portador. O emissor é a entidade (no caso, as administradoras) responsável pela habilitação, identificação e autorização do cartão do usuário, liberação de limite de crédito ou saldo em conta corrente, fixação de encargos financeiros, cobrança de fatura e definição de programas de bônus e benefícios.

De acordo com o Ato de Concentração nº 08012.002208/2006-30, produzido pela Secretaria de Acompanhamento Econômico – SEAE (2006), as administradoras são as empresas responsáveis pela emissão e administração dos cartões de crédito. Entre as principais atividades das administradoras, temos: análise das propostas de adesão, determinação do limite de crédito, concessão de crédito rotativo, autorizações para a realização de compras, lançamento das transações no sistema, envio das faturas etc.

As receitas das administradoras são obtidas através da cobrança de taxas e tarifas de dois participantes dessa indústria: dos portadores e das credenciadoras. Dos portadores são cobrados anuidade, taxas por transação, tarifas sobre saques e serviços e juros de mora por atraso no pagamento de tarifas. A administradora recebe uma tarifa conhecida como taxa de intercâmbio das credenciadoras. De acordo com Fagundes, Ferrés e Saito (2009), o credenciador (ou adquirente) é o responsável pelo credenciamento e gerenciamento dos estabelecimentos comerciais filiados. O adquirente também estabelece as condições comerciais e os preços cobrados dos comerciantes, processa e liquida as transações realizadas com os cartões de sua responsabilidade, desenvolve novas tecnologias e loca os terminais eletrônicos para efetuação de tais transações. As credenciadoras pagam uma taxa de intercâmbio às administradoras de cartão. Finalmente, para se relacionarem com os varejistas, as credenciadoras demandam um acesso a um domicílio bancário, em que os valores faturados são pagos aos estabelecimentos comerciais.

Freitas (2007) reitera que a mudança do papel do credenciador na lógica de funcionamento do mercado de cartões permitiu a criação de cooperativas de cartões de crédito tais como Redecard e Visanet (atual Cielo). Através delas, foi possível centralizar as operações de credenciamento, simplificando o relacionamento entre os estabelecimentos comerciais e o sistema de cartões de crédito. Atualmente, cabe a essas instituições o credenciamento dos estabelecimentos comerciais afiliados a uma determinada bandeira.

Por fim, o quinto participante do sistema é a ‘bandeira’, que corresponde à marca do cartão, como Visa, Mastercard ou *American Express*. A bandeira atua como uma espécie de franqueadora da marca. Dentre suas atribuições, destacam-se o estabelecimento de normas e parâmetros que regulam o mercado, a disponibilização da infraestrutura necessária para a realização das transações comerciais e o desenvolvimento de pesquisas para o aprimoramento do sistema.

Chakravorti (2003) alerta sobre a necessidade de se distinguir os dois tipos existentes de bandeiras, as fechadas e as abertas. Nas cadeias fechadas (*proprietary networks*), como a *American Express*, a *Discover* e o Hipercard, há verticalização das atividades, ou seja, a bandeira assume duas funções: administradora e credenciadora. Nesse modelo de mercado, todas as taxas são determinadas pela própria bandeira. Já as cadeias abertas (*open networks*), como a Mastercard e a Visa, são formadas por um conjunto de diversas instituições financeiras, as quais operam como administradoras e/ou credenciadoras. Nessas cadeias, a principal função da “bandeira” é a organização da estrutura cooperativa, definindo as regras, fixando o nível da taxa de intercâmbio e fornecendo infraestrutura básica.

O mercado de cartões apresenta uma característica peculiar: a necessidade de adesão de dois agentes distintos (consumidor e comerciante) à plataforma de negócio, ambos no lado da “demanda” pelo produto; por isso, a dinâmica desse mercado se baseia em um modelo conhecido como mercado de dois lados (M2L). De acordo com Rochet e Tirole (2006), este é um mercado em que a quantidade total de transações pode ser afetada pela elevação das taxas cobradas de um dos lados e a respectiva redução no mesmo montante das taxas para o outro

lado. Ou seja, nesse mercado, além do nível de preços, é preciso considerar a estrutura de tais preços, isto é, a forma como o preço se distribui entre os diferentes participantes do mercado.

Esse mercado funciona como uma plataforma que tem por objetivo conectar dois usuários finais: consumidores e lojistas. Para ser bem sucedida, a bandeira deverá ser capaz de atrair o máximo de usuários possíveis; desse modo, a emissão de cartões está condicionada à quantidade de estabelecimentos credenciados, ou seja, o tamanho da rede credenciada exerce influência no processo de escolha do consumidor. Do mesmo modo, a adoção do cartão pelo lojista está sensivelmente ligada à extensão da base de clientes da plataforma, ou seja, a bandeira não conseguirá credenciar lojistas se não houver portadores em número suficiente. Tal interdependência e valoração dos participantes em lados opostos constituem as chamadas externalidades de rede no mercado de cartões de pagamento. Dessa forma, a plataforma pretende estabelecer uma estrutura de preços que traga benefícios para ambos os usuários finais, portadores e estabelecimentos.

### **3. Referencial Teórico**

#### ***3.1 Mercado de dois lados (M2L)***

Os modelos que descrevem o mercado de dois lados (M2L) possuem duas características comuns: a existência de dois grupos distintos de participantes e a presença de externalidades positivas de rede. De modo geral, o mesmo é estruturado a partir de uma plataforma que vincula a participação de dois tipos de usuários. Cabe à plataforma criar condições para que os grupos se encontrem e realizem o maior número de transações possíveis. Evans e Schmalensee (2005) citam alguns mercados que, por sua natureza e características, estão organizados como M2L, tais como agências de encontro de casais, clubes noturnos, corretoras, agências de propaganda, jornais e revistas, sistemas operacionais de computadores, vídeo games, shopping centers e cartões de pagamento. Três variáveis econômicas fundamentais que caracterizam este mercado: a estrutura de preços diferenciada, os modelos de desenho do negócio e a existência de regras e regulamentos específicos.

O Relatório sobre a indústria de cartões de pagamento, publicado pelo Banco Central do Brasil (BCB), Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) – Ministério da Fazenda e Secretaria de Direito Econômico (SDE) – Ministério da Justiça, em 2010, enfatiza que, na análise da estrutura de preços desse mercado, duas extensões devem ser observadas, a primeira é a soma dos preços dos dois lados e a segunda é a repartição desses preços entre os usuários finais de cada um dos lados. Os preços de cada lado do mercado dependem não só de seu custo marginal, mas da elasticidade-preço da demanda de cada lado do mercado, do valor que a entrada de um membro em um dos lados gera para os participantes do outro lado (externalidade de rede) e do grau de competição inter-plataformas e intra-plataformas.

Conforme Evans (2003), os preços finais são cobrados tanto dos consumidores quanto dos estabelecimentos com o propósito de obter o equilíbrio das demandas dos dois lados, de forma a atrair e conservar os dois conjuntos de clientes na rede. O elemento-chave desse mercado, portanto, é o balanceamento das demandas dos usuários finais. Dessa forma, as elasticidades-preço da demanda de cada lado exercem papel determinante na alocação dos preços. O lado mais elástico tende a ter seu preço reduzido, de forma a viabilizar a entrada de participantes deste lado da rede. Em geral, o lado com menor elasticidade tende a arcar com a maior parte dos custos da indústria.

O desenho do negócio é crucial na análise do M2L, em função da presença de externalidades de rede e das elasticidades preço da demanda, e devido à necessidade de se integrar os dois lados do mercado. Já a existência de regras e regulamentos específicos impostos pela plataforma se faz necessária em razão da necessidade de construção de parâmetros que

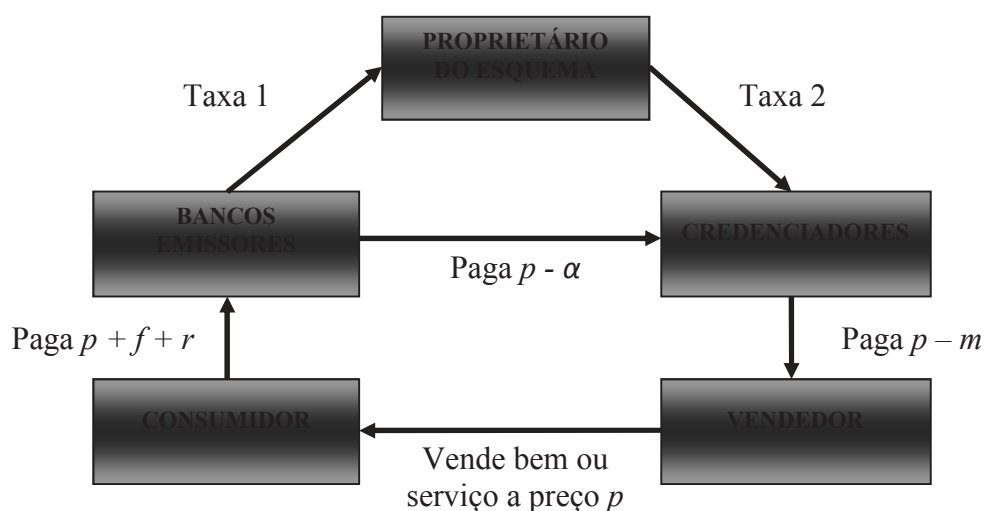


promovam as externalidades positivas e limitem as negativas, com vistas a produzir benefícios para os usuários finais (BCB, SEAE e SDE, 2010).

A característica mais marcante da indústria de cartões é a interdependência entre os dois usuários finais – os portadores e os estabelecimentos comerciais. O valor atribuído à rede credenciada está intimamente vinculado ao número de clientes possuidores do cartão. Assim, o incremento da quantidade de portadores torna a franquia mais atraente para o lojista. Do outro lado, o aumento no número de estabelecimentos torna-se mais vantajoso para o consumidor adquirir um cartão. Quando um indivíduo adota um cartão, ele está auferindo não apenas o benefício privado da adesão à marca, mas também está aumentando o benefício dos estabelecimentos comerciais. Do mesmo modo, ao se credenciar, o lojista não somente amplia seus ganhos potenciais, como beneficia todos os portadores (FREITAS, 2007).

Para Fagundes, Ferrés e Saito (2009), essas relações são as externalidades de uso endogeneizadas pelo negócio. Por exemplo, quando um consumidor utiliza um cartão, o lojista está se beneficiando dos ganhos de utilidade auferidos pela substituição do meio de pagamento. Similarmente, quando o estabelecimento decide aceitar cartões para uma transação, cria um benefício utilidade para o consumidor usuário do cartão. Devido à existência dessas externalidades entre os dois consumidores, um mercado de dois lados pode incentivar o volume de transações (receita total) ao cobrar tarifas distintas entre o grupo de consumidores (FAGUNDES, FERRÉS E SAITO, 2009). O esquema abaixo detalha a estrutura de preços padrão em um mercado de cartões de pagamento.

*Figura 1 - Organização do mercado de cartões de pagamentos no Brasil*



Fonte: Elaboração própria baseada em Guthrie e Wright (2003).

Em que  $p$  é o preço do bem ou serviço,  $f$  denota a tarifa ao portador do cartão de pagamento, geralmente uma anuidade,  $r$  é a taxa de juros que incide sobre compras parceladas, bem como sobre faturas pagas em atraso,  $\alpha$  é a tarifa de intercâmbio, e  $m$  é taxa de desconto.

Na Figura 1 é possível visualizar os três preços básicos do mercado de cartões: tarifa ao portador  $f$  (o portador paga ao banco emissor), taxa de desconto  $m$  (o estabelecimento paga ao credenciador) e tarifa de intercâmbio  $\alpha$  (o credenciador paga ao emissor). Quando um consumidor utilizar seu cartão para efetuar uma compra, o estabelecimento recebe do credenciador o preço do bem ou serviço  $p$  menos a taxa de desconto  $m$ . O banco emissor paga ao credenciador  $p$  menos a tarifa de intercâmbio  $\alpha$ . O banco emissor também recebe a tarifa do portador  $f$ .

No presente trabalho, buscou-se analisar uma variável que também integra a organização do mercado de cartões de pagamentos, a taxa de juros. Ela incide de maneira direta sobre a



fatura do portador do plástico, dada pela soma  $p + f + r$ . No caso de pagamentos realizados pelo consumidor parcelados pelo banco emissor do cartão e também de faturas em atraso, o componente  $r$ , no último caso, pode caracterizar um forte componente de receitas para os bancos, na medida em que os consumidores não se tornam totalmente inadimplentes, conhecidos na literatura econômica como praticantes de *ponzi games*. Logo, aqueles consumidores que pagam suas faturas com certo atraso fazem parte de uma espécie de inadimplência saudável para os bancos, ou seja, aquela na qual juros serão pagos sobre os valores das faturas por estarem com certo grau de atraso.

De acordo com o Relatório do BCB, SEAE e SDE (2010), a tarifa ao portador possui dois componentes fundamentais: um de natureza fixa e outro de caráter variável. A parcela fixa compreende a anuidade, e a outra variável, quase sempre negativa, decorre dos programas de relacionamento disponibilizados pelos bancos emissores. Essa tarifa cresce com o custo dos bancos emissores e decresce com o grau de competição entre emissores, com a tarifa de intercâmbio e com o nível de resistência dos portadores de cartão.

Souza (2010) assevera que a taxa de desconto cobrada dos comerciantes é produto de diversas variáveis. Ela é crescente com o custo dos credenciadores e com a tarifa de intercâmbio, e geralmente é decrescente em função do grau de competição entre credenciadores e do nível de resistência dos estabelecimentos. A tarifa de intercâmbio é, em geral, paga pelo credenciador ao emissor. A forma de cobrança é bastante diversificada. Normalmente, corresponde a uma porcentagem do valor da transação, mas também pode ser um valor fixo por cada operação.

Conforme Rochet e Tirole (2006) esclarecem, o que caracteriza um mercado de dois lados não é a existência de uma plataforma que conecta dois usuários finais, mas sim o fato de que o volume total das transações depende não somente do nível de preços (lógica presente em qualquer mercado), mas, principalmente, da estrutura dos preços, ou seja, como o preço é dividido entre os dois usuários finais. De acordo com Freitas (2007) no M2L a estrutura de preços e a definição de quem assumir os custos devem ser desenhadas de tal maneira que incentivem a participação dos dois lados do mercado. Isso que dizer que o preço pago por determinado participante não está necessariamente relacionado ao custo de sua entrada no sistema.

A estrutura de apreçamento deve promover estímulos para, pelo menos, um dos lados sem que isso resulte em uma punição muito severa ao outro, desestimulando sua participação. Esse processo de fixação de preços em mercados de dois lados não reflete apenas a estrutura de custos dos participantes da indústria, mas também o excedente gerado para um dos grupos quando o mercado incorpora um indivíduo a mais no outro (ROCHET e TIROLE, 2003a). Souza (2010) afirma que os consumidores ganham um incremento excedente à medida que um estabelecimento comercial ingressa no mercado de cartões. Da mesma forma, os comerciantes têm um aumento adicional quanto maior for a adoção de cartões por parte dos consumidores. Isso que dizer que, na estrutura de apreçamento de um mercado de dois lados, se todas as outras condições permanecerem constantes, o grupo que tiver obtido o maior excedente *subsidiará* o outro grupo. O lado que arca com os custos é chamado centro de lucro, e o outro lado beneficiado é chamado centro de perda, isto é, financeiramente neutro.

De acordo com Evans e Schmalensee (2005), os portadores quase nunca arcam com os custos implícitos dos serviços oferecidos pelos cartões. Normalmente, os consumidores são brindados com bônus e benefícios como forma de incentivo ao ingresso no sistema. Por outro lado, os estabelecimentos suportam a maior parte do custo, pagando uma porcentagem do valor das transações efetuadas com cartões.

Nesse mercado, portanto, os estabelecimentos comerciais subsidiam os consumidores, ou seja, são eles que arcam com elevadas taxas enquanto que os consumidores, geralmente, recebem bônus e gratificações. A indústria de cartões forma a estrutura de preços através do controle da taxa de intercâmbio. Como essa tarifa é paga pelo credenciador à administradora por

cada transação realizada, é esperado que o credenciador repasse esse custo adicional para o estabelecimento comercial. Do outro lado, a tarifa de intercâmbio é uma forma de receita para a administradora – ela pode transferir o benefício para o consumidor, na forma de bônus (FREITAS, 2007).

A tarifa de intercâmbio é o instrumento que a bandeira utiliza para estabelecer um sistema ótimo de preços para portadores e estabelecimentos. Quando a bandeira tiver a intenção de cobrar uma tarifa mais alta para o estabelecimento e uma taxa mais baixa para o portador, ela definirá uma elevada taxa de intercâmbio. Se a situação pretendida for o contrário, o portador pagando uma alta taxa e o estabelecimento custeando uma tarifa mais baixa, a bandeira optará uma baixa taxa de intercâmbio. Assim, a tarifa de intercâmbio é fundamental para a manutenção do preço de equilíbrio do mercado. Outros fatores também podem afetar o nível dessa taxa como, por exemplo, as regras impostas pela bandeira ou pelo proprietário do esquema. É o caso da regra do não sobrepreço (*no surcharge rule*) e da regra da determinação da tarifa de intercâmbio que serão tratadas na seção 3.4.

### **3.2 Desenho do negócio, regras de funcionamento do mercado e o novo marco regulatório**

Diante do exposto, entende-se que residem nas regras de funcionamento do mercado, elaboradas de acordo com o profundo conhecimento a respeito dos principais parâmetros do mercado, bem como suas respectivas elasticidades, os aspectos regulatórios que sustentam a manutenção dos seus ganhos e oferta dos serviços aos consumidores. Assim, torna-se importante denotar como podem essas regras agir de maneira a minimizar o abuso de condutas por parte das empresas do setor, levando, ao mesmo tempo, a um comportamento auto-disciplinador por parte dos indivíduos.

Nesta perspectiva, boa parte da literatura econômica do gênero procurou investigar os efeitos da competição entre plataformas sobre os diversos preços existentes no mercado de cartões de pagamento. Rochet e Tirole (2002) analisaram a competição entre plataformas independentemente do formato da competição intraplataforma. Para eles, caso os portadores possuam apenas um único cartão (*single homing*), a tarifa de intercâmbio não é afetada pela competição interplataformas. Cada plataforma isolada seria vista como um monopólio. Caso os portadores sejam *multihoming* (vários cartões), a tarifa de intercâmbio tende a ser menor. Diante de plataformas concorrentes, os estabelecimentos teriam maior poder de barganha, já que poderiam aceitar somente o cartão de pagamento da plataforma que cobrar a menor tarifa de intercâmbio. Do lado dos portadores, a tendência seria de redução das taxas, na tentativa de tornar os portadores fiéis a uma determinada bandeira (BCB, SEAE e SDE 2010).

Guthrie e Wright (2003) também consideram a existência de competição entre plataformas. Os resultados alcançados são semelhantes aos de Rochet e Tirole (2002). A competição entre plataformas não resulta em tarifas de intercâmbio menores quando o portador possui apenas um cartão. Entretanto, se os portadores forem *multihoming*, o equilíbrio da tarifa de intercâmbio ocorre em um nível inferior à situação em que a plataforma é monopolista. Segundo Frascaroli (2011), esse equilíbrio não depende apenas do grau de concorrência existente entre plataformas, mas também entre estabelecimentos. Quanto maior essa concorrência, maior tende a ser a tarifa de intercâmbio, já que seu nível de resistência seria menor. Portanto, concorrência entre plataformas *per se* não levaria necessariamente à diminuição da tarifa de intercâmbio.

As normas presentes no mercado de cartões de pagamento eletrônico visam à adoção de padrões e modelos que incentivem a criação de benefícios para os usuários finais, na medida em que essas regras produzem um aumento das externalidades positivas e uma diminuição dos efeitos decorrentes das externalidades negativas. No Brasil, o mercado de cartões está alicerçado em duas vertentes: a regra do não sobrepreço e uso de tarifa de intercâmbio do credenciador para o emissor definida unilateralmente pela bandeira.

A regra do não sobrepreço baseia-se nos dispositivos jurídicos contidos no Código de Defesa do Consumidor (Lei nº 8.884/94), que proíbe (e pune com multa) a diferenciação entre os preços de bens e serviços em função dos custos dos instrumentos de pagamento utilizados. Ou seja, o estabelecimento é proibido de cobrar um preço maior do consumidor que usar o cartão como forma de pagamento em relação a pagamentos realizados por outros tipos de meios. Também é proibido conceder descontos a usuários que optarem por utilizar outros modos de pagamentos, tais como cheque e dinheiro (SOUZA, 2010).

No ano de 2010, o mercado de cartões de pagamentos foi marcado por mudanças em alguns aspectos da sua regulação. Em março do referido ano, foi criada a Subcomissão Especial dos Cartões de Crédito no âmbito da Comissão de Finanças e Tributação da Câmara dos Deputados, para acompanhar e promover as discussões e debater propostas sobre regulamentação das atividades do setor. O relatório dessa subcomissão, publicado em dezembro de 2010, recomendou os seguintes aspectos: disponibilização de chip em todos os cartões emitidos no país, com a finalidade de ampliar a segurança dos usuários contra clonagens e compras não autorizadas; redução das taxas de juros cobradas no crédito rotativo; aumento da porcentagem mínima de pagamento da fatura para 35% do valor total; autorização para prática de preços diferenciados de acordo com o modo de pagamento da compra; coordenação de campanhas educativas pelo Ministério da Justiça para uso racional do cartão de crédito; mudanças legais para garantir maior rigor na tipificação de crimes para os casos de utilização ilegal de cartões.

Em 25 de novembro de 2010, o Conselho Monetário Nacional (CMN) aprovou novas regras para o mercado de cartões de crédito por intermédio da Resolução nº 3.919. Dentre elas, destacam-se a padronização e a restrição de tarifas cobradas nos cartões de crédito, o que resultou em um total de cinco tarifas: anuidade, emissão de segunda via de cartão, utilização de saque na função crédito, pagamentos de contas e, quando houver necessidade, avaliação emergencial do limite de crédito.

Além disso, o CMN também proibiu o envio de cartão sem pedido expresso do cliente. Permitiu-se, ainda, que o cartão seja cancelado a qualquer momento pelo portador, mesmo que haja dívida de parcelamento de crédito rotativo, sem alterar seu status de devedor e sua obrigação de pagar ao emissor. Anualmente, os emissores terão que enviar aos clientes de cartão de crédito um extrato detalhado sobre as despesas com tarifas, juros e encargos. Ademais, o extrato do cartão terá que deixar claro o custo efetivo total das operações de crédito que poderão ser contratadas pelos clientes do cartão.

Os bancos emissores de cartões de crédito ficaram obrigados a fornecer os chamados cartões de crédito básicos. Essa modalidade tem, obrigatoriamente, anuidade mais barata do que a dos cartões que oferecem benefícios e recompensas, como bônus e milhagens, que são classificados como cartões diferenciados. Esse tipo de cartão mais sofisticado terá que incorporar em sua anuidade os custos dos benefícios adicionais, especificando-os em uma tabela disponibilizada para os clientes. Além disso, os cartões básicos nacionais terão obrigatoriamente anuidade mais barata do que os básicos autorizados para uso no exterior, o mesmo ocorrendo com os cartões diferenciados.

### ***3.3 As taxas de juros e o funcionamento do mercado de cartões de pagamentos***

Para a compreensão da dinâmica e estrutura de formação de preços e funcionamento mercado de cartões de pagamentos, levando-se em consideração a atual conjuntura brasileira e como esse mercado se insere nela, é necessário estudar as taxa de juros praticadas. A justificativa repousa no fato de que as taxas de juros mais elevadas no Sistema Financeiro Nacional (SFN) são aquelas associadas aos cartões de pagamentos (cobradas nas operações de crédito) e o cheque especial. Logo, compreender as estruturas desse mercado – aspecto tratado anteriormente – e os componentes que formam as taxas de juros incidentes em operações de

crédito é fundamental para garantir que os cartões de pagamentos assumam um papel de meio de promoção e democratização dos acessos aos serviços financeiros.

No mercado de cartões, a compreensão da análise do risco do consumidor e, conseqüentemente, do nível das taxas de juros é importante. Dada que parte das informações no sistema financeiro é privada, sempre haverá problemas de *risco moral* e *seleção adversa* referentes aos contratos realizados ou a serem realizados, uma vez que entre as variáveis de decisão quanto aos mesmos, encontrar-se-ão as expectativas das partes. Em síntese, o risco moral surge pela incapacidade das instituições financeiras, seja operacional ou de custos elevados, de monitorarem as ações dos agentes após o contrato de concessão de crédito. A seleção adversa, por outro lado, surge da informação assimétrica obtida pelas instituições financeiras, em relação aos destinos dados aos recursos financiados pelas primeiras.

A seleção adversa é um dos fenômenos mais celebrados dentro da economia da informação. Segundo Akerlof (1970), em situações comerciais nas quais a parte informada possui uma informação que é relevante ao parceiro não possuidor da informação, a parte informada realiza negociações somente em situações nas quais a informação é desfavorável à parte não informada. O impacto desse fenômeno no mercado de cartões pode ser compreendido pelo modelo proposto por Ausubel (1991). O autor estuda o mercado de cartões de crédito americano no período de 1983 a 1988 e constata que houve uma pequena variação das taxas de juros nos anos pesquisados, entretanto, os principais emissores norte-americanos ganharam, nesse interstício, três a cinco vezes a taxa de retorno habitual dos bancos. Apesar de tudo indicar que tal situação ocorre em mercados não perfeitamente competitivos, o autor elenca uma série de fatores que fazem do mercado de cartões de crédito naquele país um dos mais competitivos do mundo. Ou seja, segundo ele, a ausência de competição não explica por si só os elevados níveis de rentabilidade do mercado norte-americanos de cartões.

Na outra mão, no modelo de Stiglitz e Weiss (1981), os bancos não possuem incentivos para aumentar suas taxas frente a um aumento no custo de captação. A explicação é que os projetos que são rentáveis a essa nova taxa de juros são, também, os mais arriscados. Ao aumentar os juros de empréstimos, os bancos selecionariam os tomadores para os quais estados da natureza de insolvência são mais prováveis. Esse efeito pode causar uma redução dos lucros em função de aumento na inadimplência. Os autores Calem e Mester (1995) complementaram o modelo proposto por Ausubel (1991). Eles argumentam que os consumidores portadores cartões com limites de crédito elevados, têm mais dificuldade em mudar para um novo cartão comparado a outros consumidores. Observe que a portabilidade é um elemento fundamental para mitigar esse problema.

Segundo o Relatório *Regulating credit card fees and interest rates*, encomendado pela *American Bankers Association* (ABA) aos autores Orszag e Manning (2007), a emissão de cartão de crédito é uma prática arriscada para o banco emissor. Quando um banco disponibiliza um cartão, ele está estendendo uma linha de crédito para o seu portador; ao contrário das demais linhas de crédito, como a hipoteca e o financiamento de um carro, os empréstimos de cartão de crédito são utilizados para atender a qualquer desejo do titular do cartão sem garantia alguma, ou seja, o banco sofre uma perda maior se o empréstimo não for pago. Além disso, os cartões de crédito são um produto de crédito rotativo, o que significa que os usuários têm acesso aos fundos através de um longo período de tempo, mesmo que as circunstâncias financeiras do cliente e perfil de risco mudem.

Nesta perspectiva, ainda de acordo com estudo supracitado, o preço do cartão é definido em função do custo dos fundos disponíveis para o credor e o do risco de crédito do cliente. O custo de fundos reflete o custo do emitente de obter capital para financiar a concessão de crédito. A indústria utiliza o mercado de capitais como fonte primária de capital de empréstimo. O custo dos fundos é, portanto, impulsionado pelo ambiente predominante da taxa de juros do mercado capital global e pelas taxas de juros de referência do país, bem como pela carteira do emitente e do desempenho passado e da estrutura do financiamento. O custo dos fundos varia ao



longo do tempo e é difícil de prever. Os autores afirmam que um aumento de capital no mercado de taxas de juros ocasiona uma elevação do custo de fundos. Para uma carteira de clientes de cartão de crédito com taxas de juros variáveis, um aumento do custo dos recursos provoca um aumento nas taxas cobradas.

Assim, o risco de inadimplência do cliente é um elemento-chave na definição dos preços do mercado de cartões. O principal método pelo qual as corporações (e governos) emprestam dinheiro, por exemplo, é através da emissão de obrigações, e a taxa que a empresa oferece aos credores sobre esses títulos é determinada pela classificação de avaliação de risco das agências de classificação de crédito tais como *Standard & Poors*, *Moody's* ou *Fitch*. O banco emissor determina o risco de inadimplência do consumidor e estabelece um nível de preço a partir da cobrança das taxas de juros e da aplicação de multas, por aceitação de risco, exigidas no momento inicial da contratação ou através de revisão periódica. As taxas de juros são sensíveis ao custo dos fundos e não parecem refletir o *rent-seeking*, comportamento na parte dos emitentes. Embora as taxas atrasadas, taxas *overlimit* e outras multas tenham aumentado nos últimos anos, elas tendem a refletir o risco do consumidor padrão, e o nível dessas taxas está negativamente correlacionado com as taxas de juros, ou seja, esses juros complementam as taxas para uma gestão de preços mais eficiente baseada no risco.

Porém, Levitt (2008) afirma que o preço do cartão de crédito na verdade é estabelecido em função de diferentes critérios, e não apenas do nível de risco. Em sua composição, diversos elementos são levados em consideração. Ainda se incorporam nesse processo, os chamados preços implícitos, que compreendem uma série de pontos de preços ocultos que são gerados através pelas práticas de cobrança abusivas. Os juros são um componente essencial no processo de definição dos preços do mercado de cartões de crédito, tendo em vista a existência de uma infinidade de taxas que são cobradas dos usuários. Cada operação efetuada pelo portador do cartão possui uma tarifa associada a ela. É possível obter uma taxa que serve de base para as compras, uma para transferências de saldo, outra para avanços do cheque especial, juros de mora, entre outros.

O autor em questão esclarece que o custo total do uso do cartão de crédito não é formado apenas por preços explícitos, mas também de forma encoberta, através de práticas de faturamento. A indústria de cartões adota práticas de cobrança abusiva e exploradora, tais como dois ciclos de faturamento, mudanças retroativas nas taxas de juros, aplicações múltiplas de taxas *overlimit* em um único ciclo de faturamento, entre outras. Considerando o preço total do cartão de crédito para os consumidores, e não apenas a taxa básica de juros, pode-se notar que os preços dos cartões de crédito não são baseados no risco geral. Em vez de preços, as estruturas de faturamento são projetadas para explorar o poder de mercado dos emissores de cartões, a fim de extrair renda dos *locked-in*.

No Brasil, de acordo com o Adendo Estatístico ao Relatório sobre a Indústria de Cartões de Pagamentos (BCB, 2010b), os cartões de crédito, além de cobrarem a maior taxa de juros do mercado financeiro nacional, também tiveram suas tarifas elevadas em 2011. No lado da emissão, a tarifa de anuidade subiu, em média, 15%. Por sua vez, a receita dos emissores com essas tarifas aumentou 18% no mesmo período, impulsionada pelo aumento médio das anuidades e pelo aumento da quantidade dos cartões “premium”. Esses juros altos influenciam na inadimplência dessas operações. Cerca de um terço das operações não são pagas em dia. Considerando os custos totais dos emissores, a inadimplência respondeu por 34%, o que representa incremento de 27% em relação ao ano anterior.

Em suma, embora esses estudos apresentem ideias diametralmente opostas no que tange à importância do nível de risco na estrutura de preços do mercado de cartões, eles possuem um aspecto comum e que merece destaque: as taxas de juros representam um componente fundamental no preço do cartão de crédito e influenciam consideravelmente no faturamento dessa indústria, assim como em seus índices de rentabilidade.

## 4. Estratégia empírica

O presente trabalho se baseou no modelo proposto por Adrian e Brunnermeier (2011), denominado CoVaR, e no trabalho de Santos, Mapa e Glindro (2011) sobre *Inflation-at-Risk* (IaR). A junção desses dois estudos possibilitou responder como uma mudança na taxa de juros contribuiu marginalmente com as operações no mercado de cartões de pagamentos no seu extremo positivo da distribuição condicional, inclusive considerando os diferentes níveis de risco de inadimplência adotados pelo Banco Central do Brasil (BCB), em momentos.

A ideia geral do CoVaR é mensurar a contribuição marginal do risco associado a determinado processo estocástico no tempo para outro processo particular ou conjunto de processos, caracterizando uma análise multivariada. Isso é feito por meio da escolha dos quantis da distribuição que se deseja analisar. Esta medida de risco se derivou da abordagem *Value at Risk* (VaR), que é uma medida univariada e amplamente utilizada na literatura da área. O VaR é uma técnica de avaliação de possíveis perdas decorrentes do comportamento de investimentos identificadas por meio da dispersão dos resultados de aplicações financeiras. Nesse sentido, O IaR utiliza a ideia do VaR aplicado a questão inflacionária, no intuito de mensurar o valor em risco da taxa de inflação. O caso interessante dessa aplicação de Santos, Mapa e Glindro (2011) é que os autores chamam atenção que para o caso da política de metas de inflação, o grande problema se encontra no extremo positivo na distribuição condicional da taxa de inflação. Dessa forma, o intuito da pesquisa é utilizar a intuição de Santos, Mapa e Glindro (2011) e a abordagem CoVaR com a finalidade de entender os efeitos de transbordamento de políticas monetárias mais restritivas sobre as operações de cartões de créditos.

### 4.1 *Value-at-Risk (VaR) e Inflation-at-Risk (IaR)*

De acordo com Jorion (2003), o *VaR* mede a pior perda esperada de determinado portfólio ao longo de algum intervalo de tempo, sob condições normais de mercado, dentro de determinado nível de confiança. O *VaR* fornece aos seus usuários uma medida concisa do risco de mercado. Além disso, ele mede a perda esperada tanto em valor monetário quanto em percentual. Define-se genericamente o *Value-at-Risk* de uma carteira de valor  $\Pi_t$ , no período  $t$ , como:

$$\Pr(\Delta\Pi_t \leq VaR_t) = \alpha\% \quad (1)$$

Onde:  $\Delta\Pi_t$  = variação no valor da carteira de preço  $\Pi_t$ ;  $\alpha\%$  = nível de significância. Definindo os retornos da carteira  $\Pi$  como  $r_t = \frac{\Pi_t - \Pi_{t-1}}{\Pi_{t-1}}$ , pode-se trabalhar com o VaR em termos da distribuição dos retornos da carteira, isto é:

$$\Pr(r_t \leq VaR_t) = \alpha\% \quad (2)$$

O *VaR*\* monetário pode ser facilmente obtido por:

$$VaR_t^* = VaR_t \Pi_{t-1} \quad (3)$$

Os modelos para o cálculo do modelo VaR podem ser categorizados em dois grandes grupos: os paramétricos e os não-paramétricos (*full valuation*), que são vertentes básicas para se determinar a distribuição de probabilidades do retorno de uma carteira e, assim, apurar o valor em risco (ALEXANDER, 2008b; SECURATO *et al.*, 2003). Da medida fornecida pelo modelo VaR, observa-se na literatura outras técnicas de mensuração de risco inspirada por ela, tais como: *Conditional Value at Risk* (CVaR), descrito em Barbachan, Farias e Ornelas (2008); *Conditional Autoregressive Value at Risk* (CAViaR), desenvolvido em Engle e Manganelli (2004); CoVar, apresentado por Adrian e Brunnermeier (2011). Nesse cenário, Santos, Mapa e Glindro (2011) propuseram uma aplicação para avaliação em risco da taxa de inflação para a Filipinas, fazendo uma estimação baseada pela abordagem VaR usada para estimar o risco no mercado financeiro. Desse modo, o IaR representa uma sinalização para o Banco Central que



identifica se o nível de inflação é suficientemente elevado para ser considerado uma ameaça iminente para a meta inflacionária.

Com base nessa iniciativa de interligar uma perspectiva de política monetária com medidas para mensuração do risco, esta pesquisa visa condicionar o valor em risco das operações de cartões de pagamentos (que envolvem operações de crédito e débito) ao valor em risco da taxa de juros, levando em conta o extremo positivo da função de distribuição condicional dessas variáveis.

## **4.2 Abordagem CoVaR**

No cálculo do CoVaR, Adrian e Brunnermeier (2011) partem da premissa de que a informação mais relevante sob o ponto de vista do bom funcionamento dos mercados é a identificação da contribuição marginal de risco de uma instituição particular para outras em relação ao risco sistêmico e vice-versa. Os autores definem a contribuição de uma determinada instituição para o risco sistêmico como a diferença entre o CoVaR condicional da instituição que está sob distress financeiro e o CoVaR no estado mediano da instituição. O prefixo “Co” foi incorporado ao VaR porque possui quatro significados: condicionalidade, comovimento, contribuição e contágio.

De acordo com Carrasco e Garcia (2010), além do CoVaR ser uma medida precisa de risco sistêmico, o CoVaR tem vantagens as de medir a exposição de uma determinada variável ao risco sistêmico, ou, ainda, pode mensurar o grau de interconexão entre duas (ou mais) variáveis. Por tais motivos, este trabalho utilizou a abordagem CoVaR por se tratar de uma metodologia mais robusta e mais ampla do que o VaR. A ideia geral do  $\Delta\text{CoVaR}$ , por exemplo, é de mensurar a contribuição marginal de uma instituição particular para um conjunto de variáveis.

Sem desconsiderar as qualidades e funcionalidades descritas no CoVaR, para os fins desta pesquisa, utilizou-se apenas a função efeito contágio que é atribuída ao modelo. Sendo assim, foi estimada, aqui, a transmissão do efeito de uma variação da taxa de juros no país sobre o faturamento do mercado de cartões de crédito por nível de risco segundo classificação do BCB. É válido realçar que para o caso do mercado financeiro doméstico, a abordagem CoVaR foi utilizada no estudo de Almeida, Frascaroli e Cunha (2012), onde tais autores inclusive desenvolveram uma matriz de contágios para os papéis de empresas atuantes no BM&FBovespa.

As estimações foram obtidas a partir da utilização do método de regressores quantílicos. A regressão quantílica, cujo método foi inicialmente proposto por Koenker e Bassett (1978), é um tipo de regressão utilizado para se realizar estimativas baseadas nos vários quantis de uma amostra, isto é, com ele é possível se obter estimativas aproximadas tanto da mediana como de quaisquer outros quantis desejados da variável dependente em análise. A regressão quantílica propicia um estimador mais robusto quando a distribuição dos erros for heterocedástica e/ou não-Gaussiana e fornece uma informação mais completa da distribuição de Y condicionada a X.

Em estudos que utilizam dados da Economia ou financeiros como este, os modelos de regressão quantílica têm sido amplamente utilizados, pois conduzem a uma análise estatística mais completa da relação estocástica entre variáveis aleatórias (KOENKER, 2005).

A técnica de regressão quantílica pode ser vista como uma generalização do modelo de regressão de Mínimos Desvios Absolutos (MDA), na qual podemos estimar a mediana da distribuição de Y condicionada ao valor de suas covariáveis. De acordo com Koenker e Bassett (1978), o problema de regressão quantílica ainda pode ser reformulado como um problema de programação linear, permitindo sua estimação de modo eficiente.

De acordo com Buchinsky (1998), o modelo de regressão quantílica tem várias características úteis que favorecem sua utilização, tais como: caracteriza a distribuição condicional inteira de uma variável dependente, dado um conjunto de variáveis explicativas;

quando o termo erro aleatório tem uma distribuição não normal, os estimadores provenientes da regressão quantílica podem ser mais eficientes que os estimadores por meio de MQO; as diferentes soluções nos distintos quantis podem ser interpretadas como diferenças na resposta da variável dependente a mudanças nos regressores ao longo dos vários pontos da distribuição condicional da variável dependente.

Este método tem-se difundido em estudos ao longo dos últimos anos, emergindo como uma abordagem para análise estatística de dados através de modelos lineares, expandindo-se em direção aos modelos não-lineares, ampliando, portanto, as possibilidades dos métodos de regressão (KOENKER e MACHADO, 1999).

Em Lima, Gaglianone e Oliver (2011) é realizada uma avaliação de estimações do modelo VaR através de regressões quantílicas e os autores concluem que ela apresenta uma série de propriedades importantes no que se refere a estimações robustas. Isso foi importante na decisão de como obter as estimações das diversas medidas fornecidas a partir do modelo CoVaR.

### 4.3 Descrição do Modelo CoVaR

Considerando a definição do Var:

$$VaR_{\alpha}(X) = -\inf\{x | f(x) > \alpha\} \quad (4)$$

Em que  $\alpha$  é o nível de confiança adotado, sendo  $X$  os processos que compreendem os retornos da taxa de juros e a taxa de crescimento do nível de operações de cartões de crédito, admitindo  $f(x) = \Pr((X_i \leq x_i))$ . Conforme está descrito em (4), o sinal negativo fornece uma medida simples da chamada ‘pior perda’ à qual determinado portfólio está sujeito, isto é, um quantil da função densidade de probabilidade. Ele pode ser definido como a diferença entre o ponto zero (para o VaR absoluto) e o valor no eixo das abscissas para o quantil a ser adotado.

Denotamos por  $CoVar_q^{OC|j}$  o VaR da taxa de crescimento do nível de operações de cartões de crédito (OC), condicionado a algum evento  $C(X_s)$  no retorno da taxa de juros, denotado por  $j$ , no  $q$ -ésimo quantil da função distribuição de probabilidade condicional. Assim, a contribuição de uma mudança da taxa de juros para a taxa de crescimento do nível de operações de cartões de crédito é dada por:

$$\Delta CoVaR^{OC|j} = CoVaR_q^{OC|X^j=VaR_q^j} - CoVaR_{50\%}^{OC|X^j=VaR_{50\%}^j} \quad (5)$$

### 4.4 Efeito Transmissão

Através da estimação do efeito transmissão da taxa de juros sobre a taxa de crescimento do nível de operações de cartões de crédito, é possível analisar como as mudanças na taxa de juros se transmitem para a taxa de crescimento do nível dessas operações. Deve-se salientar que foram estimados três modelos, um para cada série histórica de operações de cartões de crédito, segundo nível de risco adotado pelo BCB.

Considere o valor previsto de uma regressão quantílica da variação da taxa de juros  $\hat{X}_q^{OC,j}$  sobre a taxa de crescimento do nível das operações no mercado de cartões por nível de risco para o  $q$ -ésimo quantil:

$$\hat{X}_q^{OC,j} = \hat{\alpha}_q^j + \hat{\beta}_q^j X^j \quad (6)$$

$\hat{X}_q^{OC,j}$  denota o valor estimado para um particular quantil condicional do retorno da variável taxa de juros. Destaca-se que a regressão mediana é um caso particular da regressão quantílica ( $q=50\%$ ). Levando em conta a definição de VaR, tem-se o seguinte:

$$VaR_q^{OC} | X^j = \hat{X}_q^{OC,j} \quad (7)$$

A equação (7) representa o VaR da taxa de crescimento do nível de operações de cartões de crédito condicionado a variação da taxa de juros, em que esse resultado é obtido diretamente pela regressão quantílica. Nesse cenário, a definição formal do CoVaR no arcabouço da regressão quantílica para o q-ésimo quantil é dada por:

$$CoVaR^{OC|X^j=VaR_q^j} = VaR_q^{OC} | VaR_q^j = \hat{\alpha}_q^j + \hat{\beta}_q^j VaR_q^j \quad (8)$$

Dessa maneira, a definição da contribuição marginal, o  $\Delta CoVaR$ , é definido por:

$$\Delta CoVaR^{OC|j} = \hat{\beta}_q^j (VaR_q^j - VaR_{50\%}^j) \quad (9)$$

Mais precisamente, para estimar o efeito transmissão da taxa de juros sobre a taxa de crescimento do nível de operações de cartões de crédito é utilizada a equação (9), que estima um forte aumento na variável taxa de juros, e seus efeitos sobre as taxas de crescimento dos níveis de operações de cartões de crédito, segundo os três níveis de riscos adotados pelo BCB. Como se pretende avaliar os valores nos extremos positivos da distribuição condicional, os quantis considerados no estudo foram: 0,90; 0,95; 0,99.

## 5. Base de Dados

A base de dados utilizada neste trabalho provém das informações disponíveis no Banco de Séries temporais do Banco Central do Brasil. Para compor este banco de dados consideraram-se as informações mensais extraídas entre janeiro de 2004 e dezembro de 2011 referentes à taxa de Juros Selic-Over e o faturamento do mercado de cartões de crédito de acordo com níveis de classificação de risco estabelecidos pelo BCB. Na Tabela 4 têm-se as estatísticas descritivas das variáveis.

*Tabela 1 - Análise descritiva dos dados da Selic e das operações de cartão de crédito por níveis de riscos*

| Variáveis             | Número de Observações | Média         | Desvio-Padrão | Mínimo       | Máximo        |
|-----------------------|-----------------------|---------------|---------------|--------------|---------------|
| SELIC                 | 96                    | 1,040046%     | 0,249085%     | 0,590000%    | 1,658483%     |
| $\Delta$ SELIC        | 95                    | 0,002559%     | 0,112238%     | -0,242160%   | 0,288136%     |
| Nível Normal          | 96                    | 12.000.000,00 | 5.334.259,00  | 4.041.690,00 | 22.000.000,00 |
| $\Delta$ Nível Normal | 95                    | 0,02%         | 0,04%         | -0,10%       | 0,20%         |
| Nível 1               | 96                    | 956.984,00    | 346.013,70    | 278.437,00   | 1.855.449,00  |
| $\Delta$ Nível 1      | 95                    | 0,02%         | 0,14%         | -0,31%       | 0,43%         |
| Nível 2               | 96                    | 1.534.342,00  | 696.288,70    | 300.066,00   | 2.986.125,00  |
| $\Delta$ Nível 2      | 95                    | 0,03%         | 0,10%         | -0,16%       | 0,38%         |

Fonte: Elaboração baseada nos dados do banco de séries temporais do Banco Central do Brasil.

As operações de crédito para taxa de juros (pré-fixada) no mercado de cartão de crédito são divididas em três níveis de risco, a saber: (I) Nível Normal, que representa o volume de operações de crédito para pessoa física com saldo sem atraso; (II) Nível 1, que corresponde às operações de crédito de pessoa física com saldo em atraso de 15 a 30 dias; (III) Nível 2, que equivale às transações de crédito de pessoa física com atraso superior a 30 dias e até, no máximo, 90 dias.

## 6. Análise dos Resultados

O mercado de cartões de crédito funciona com a presença de dois tipos de usuários finais: os consumidores que usam o cartão para realizar compras e os vendedores que aceitam cartões como meio de pagamento. A existência desses dois grupos distintos de clientes e de uma entidade intermediária para internalizar a interdependência criada entre esses usuários caracteriza um mercado de dois lados.

No mercado de dois lados, o preço final não é definido apenas em função do nível de preços, mas também em razão da estrutura de preços montada, ou seja, o modo como o preço total será dividido entre os diferentes segmentos do mercado. No caso particular do mercado de cartões, são os estabelecimentos comerciais que pagam a maior parte dos custos relacionados. O portador do cartão é subsidiado pelo lojista. Por outro lado, os clientes que pagam suas faturas com atraso geram, para os bancos, uma fonte adicional de receita. As taxas de juros cobradas nessas operações representam uma parte considerável dos lucros.

Apesar das elevadas taxas de juros de suas operações, o mercado de cartões apresentou taxas de crescimento ascendentes na última década, como demonstrado anteriormente. Esse fenômeno é explicado em função dos bancos conseguirem manter seus clientes apesar das altas de juros cobradas, principalmente em razão do alto custo relacionado à procura e troca. As dificuldades de se encontrar um banco que cobre taxas menores fazem com que os clientes aceitem as condições impostas pela entidade emissora dos cartões.

A facilidade de se obter crédito através do cartão (pagamento mínimo) também é um fator determinante na escolha do usuário. Os clientes que possuem perfil de crédito pior dispõem de poucas alternativas de financiamento; dessa maneira, eles costumam realizar pesquisa de mercado. Já os clientes com pequeno risco, que pagam suas faturas sem atraso e não financiam no cartão de crédito não se preocupam com elevadas taxas de juros cobradas. Sendo assim, os bancos emissores não optam por menores taxa de juros, com receio de atrair esses clientes com piores avaliações de crédito.

As taxas de juros que incidem sobre as compras não são sensíveis ao risco dos consumidores individuais. Os emissores oferecem dois valores padrão para essa taxa, independentemente do perfil de risco. Quando ocorre mudança no nível de risco, os bancos costumam aplicar multas e cobrar taxas retroativas sobre o saldo devedor do cliente. Esses preços retroativos não se justificam, já que o risco deveria ter sido considerado no momento de contratação da taxa. Uma elevação do nível de risco deveria provocar uma redução no limite de concessão de crédito ao usuário, e não um aumento da taxa de juros. Essa elevação dos juros tende a gerar um efeito cascata, tendo em vista que o aumento da dívida do consumidor pode provocar um aumento no risco de inadimplência.

Nessa perspectiva, este artigo se propôs a compreender a relação *sui generis* do mercado de cartões de crédito e taxa de juros. A intenção do cálculo do CoVaR neste trabalho foi a de identificar e mensurar a contribuição da taxa de juros Selic no faturamento do mercado de cartões, considerando os níveis de inadimplência dessas operações. Sendo assim, através do uso desta metodologia é possível dar uma ideia em que medida uma mudança na taxa de juros básica da economia afeta marginalmente os retornos do mercado de cartões de crédito. A Tabela 5 apresenta as informações relativas à estimação dos parâmetros da regressão para a taxa de juros e faturamento em nível de risco normal.

**Tabela 2 - Estimação dos parâmetros da regressão - nível de risco normal**

| SELIC              | Coefficiente<br>(90%)                | Perda<br>Estimada* | Coefficiente<br>(95%)                | Perda<br>Estimada | Coefficiente<br>(99%)               | Perda<br>Estimada |
|--------------------|--------------------------------------|--------------------|--------------------------------------|-------------------|-------------------------------------|-------------------|
| Nível Normal       | -0,0000000379<br>(-12,14)<br>[0,000] | -0,8299            | -0,0000000382<br>(-10,31)<br>[0,000] | -0,8365           | -0,0000000426<br>(-7,47)<br>[0,000] | -0,9328           |
| Constante          | 1741252<br>(36,12)<br>[0,000]        |                    | 1772936<br>(39,47)<br>[0,000]        |                   | 1948686<br>(20,63)<br>[0,000]       |                   |
| VAR <sub>90%</sub> |                                      |                    |                                      |                   |                                     |                   |
| Nível Normal       | Coefficiente                         |                    | Coefficiente                         |                   | Coefficiente                        |                   |
| Constante          | 20200000<br>(27,25)<br>[0,000]       |                    | 20600000<br>(35,76)<br>[0,000]       |                   | 22000000<br>(48,75)<br>[0,000]      |                   |
| VAR <sub>50%</sub> |                                      |                    |                                      |                   |                                     |                   |
| Nível Normal       | Coefficiente                         |                    | Coefficiente                         |                   | Coefficiente                        |                   |

|              |                                      |         |                                      |         |                                    |         |
|--------------|--------------------------------------|---------|--------------------------------------|---------|------------------------------------|---------|
| Constante    | 11100000<br>(13,01)<br>[0,000]       |         | 11100000<br>(11,22)<br>[0,000]       |         | 11100000<br>(10,85)<br>[0,000]     |         |
| Defasagem 1  |                                      |         |                                      |         |                                    |         |
| SELIC        | Coeficiente                          |         | Coeficiente                          |         | Coeficiente                        |         |
| Nível Normal | -0,0000000379<br>(-10,40)<br>[0,000] | -0,8299 | -0,0000000382<br>(-6,29)<br>[0,000]  | -0,8365 | 0,0000000426<br>(-8,86)<br>[0,000] | -0,9328 |
| Constante    | 1741252<br>(24,26)<br>[0,000]        |         | 1772936<br>(20,82)<br>[0,000]        |         | 1948686<br>(25,44)<br>[0,000]      |         |
| Defasagem 2  |                                      |         |                                      |         |                                    |         |
| SELIC        | Coeficiente                          |         | Coeficiente                          |         | Coeficiente                        |         |
| Nível Normal | -0,0000000379<br>(-13,51)<br>[0,000] | -0,8299 | -0,0000000382<br>(-10,57)<br>[0,000] | -0,8365 | 0,0000000426<br>(-7,51)<br>[0,000] | -0,9328 |
| Constante    | 1741252<br>(32,57)<br>[0,000]        |         | 1772936<br>(41,46)<br>[0,000]        |         | 1948686<br>(21,12)<br>[0,000]      |         |

Fonte: Elaboração baseada nos dados do banco de séries temporais do Banco Central do Brasil.

\* Todos os valores de perdas estimadas das tabelas 5, 6 e 7 estão expressos em milhões de reais.

Considerando o teste  $t$  student, a estatística  $t$  para a variável Nível normal é o valor calculado em modulo, 12.14. Na distribuição  $t$  de Student com 93 (96-2-1) graus de liberdade, o valor tabelado  $|t_j|$  que garante um nível de confiança de 90% bicaudal é 1,660. Como o valor calculado,  $|t_0|$ , é maior que o valor  $|t_j|$ , a hipótese nula é rejeitada com, pelo menos, 90% de confiança. Para distribuição  $t$  de Student com 93 graus de liberdade, o valor que garante um nível de confiança de 95% na distribuição bicaudal é de 1,9846. Como o valor da estatística  $t$  para a variável Nível Normal em módulo é de 10,31, é, portanto, maior do que o valor tabelado; rejeitamos, pois, a hipótese nula de que o parâmetro não é significativo com 95% de confiança. O mesmo ocorre com as demais variáveis.

Na distribuição  $t$  de Student com 93 graus de liberdade, o valor  $|t_j|$  da distribuição bicaudal a um nível de confiança de 99% é de 2,626. Como o valor  $|t_0|$  é de 7,51, maior do que  $|t_j|$ , rejeitamos a hipótese nula com pelo menos 99% de confiança. Considerando as operações de cartões de crédito com nível normal, através da realização do teste  $t$  de Student foi possível concluir que os parâmetros são significativos e estatisticamente relevantes para a elaboração do modelo. Nas demais operações de cartões de crédito por níveis de risco 1 e 2 as análises da distribuição  $t$  de Student também permitiram a inferência da rejeição da hipótese nula, ou seja de que o parâmetro não é significativo, em todos os intervalos de confiança adotados.

Como o VaR é um instrumento financeiro associado a perdas em decorrência da variação nos preços, taxas de juros e taxas de câmbio. Sua utilização neste modelo permite estimar a perda máxima esperada, obtida através da multiplicação do valor do parâmetro pelos valores máximos dos níveis de empréstimos. No nível de risco Normal, no intervalo de confiança de 90% a perda estimada é de -0,8299, o que representa o valor máximo da perda em decorrência de uma variação na taxa de juros. Considerando o nível de confiança de 95%, a pior perda estimada é de -0,8365 e no parâmetro de 99% de confiança, espera-se que a perda gire em torno de -0,9328.

*Tabela 6 - Estimação dos parâmetros da regressão - nível de risco 1*

| Selic              | Coefficiente<br>(90%)              | Perda<br>Estimada | Coefficiente<br>(95%)              | Perda<br>Estimada | Coefficiente<br>(99%)              | Perda<br>Estimada |
|--------------------|------------------------------------|-------------------|------------------------------------|-------------------|------------------------------------|-------------------|
| Nível 1            | -0,000000546<br>(-5,69)<br>[0,000] | -0,622            | -0,000000556<br>(-6,33)<br>[0,000] | -0,6335           | -0,000000768<br>(-6,06)<br>[0,000] | -0,8751           |
| Constante          | 190368<br>(15,56)<br>[0,000]       |                   | 1968602<br>(19,35)<br>[0,000]      |                   | 2310097<br>(13,63)<br>[0,000]      |                   |
| VAR <sub>90%</sub> |                                    |                   |                                    |                   |                                    |                   |
| Nível 1            | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                       |                   |
| Constante          | 1415532<br>(19,52)<br>[0,000]      |                   | 1561901<br>(15,88)<br>[0,000]      |                   | 1855449<br>(25,75)<br>[0,000]      |                   |
| VAR <sub>50%</sub> |                                    |                   |                                    |                   |                                    |                   |
| Nível 1            | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                       |                   |
| Constante          | 979808<br>(20,96)<br>[0,000]       |                   | 979808<br>(21,74)<br>[0,000]       |                   | 979808<br>(20,02)<br>[0,000]       |                   |
| Defasagem 1        |                                    |                   |                                    |                   |                                    |                   |
| Selic              | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                       |                   |
| Nível 1            | -0,000000546<br>(-4,99)<br>[0,000] | -0,6221           | -0,000000556<br>(-6,33)<br>[0,000] | -0,6335           | -0,000000768<br>(-9,97)<br>[0,000] | -0,8751           |
| Constante          | 190368<br>13,00<br>[0,000]         |                   | 1968602<br>9,14<br>[0,000]         |                   | 2310097<br>18,31<br>[0,000]        |                   |
| Defasagem 2        |                                    |                   |                                    |                   |                                    |                   |
| Selic              | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                       |                   |
| Nível 1            | -0,000000546<br>(-8,45)<br>[0,000] | -0,6221           | -0,000000556<br>(-6,33)<br>[0,000] | -0,6335           | -0,000000768<br>(-5,84)<br>[0,000] | -0,8751           |
| Constante          | 190368<br>(19,95)<br>[0,000]       |                   | 1968602<br>(13,60)<br>[0,000]      |                   | 2310097<br>(13,60)<br>[0,000]      |                   |

Fonte: Elaboração baseada nos dados do banco de séries temporais do Banco Central do Brasil.

Considerando o nível de risco 1 e intervalo de confiança de 90% a perda esperada é de -0,6221, significa a valor máximo da perda em decorrência da variação na taxa de juros. No nível de confiança de 95%, a pior perda estimada é de -0,6335 e no nível de 99% de confiança, a perda é de -0,8751.

*Tabela 7 - Estimação dos parâmetros da regressão - nível de risco 2*

| Selic              | Coefficiente<br>(90%)              | Perda<br>Estimada | Coefficiente<br>(95%)               | Perda<br>Estimada | Coefficiente<br>(99%)             | Perda<br>Estimada |
|--------------------|------------------------------------|-------------------|-------------------------------------|-------------------|-----------------------------------|-------------------|
| Nível 2            | -0,000000313<br>(-9,94)<br>[0,000] | -0,7842           | -0,000000309<br>(-12,28)<br>[0,000] | -0,7742           | -0,00000034<br>(-9,30)<br>[0,000] | -0,8518           |
| Constante          | 1763987<br>(27,22)<br>[0,000]      |                   | 1804069<br>(47,95)<br>[0,000]       |                   | 1944064<br>(26,14)<br>[0,000]     |                   |
| VAR <sub>90%</sub> |                                    |                   |                                     |                   |                                   |                   |
| Nível 2            | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                        |                   | Coefficiente                      |                   |
| Constante          | 2505386<br>(25,99)<br>[0,000]      |                   | 2631438<br>(25,28)<br>[0,000]       |                   | 2986125<br>(28,55)<br>[0,000]     |                   |
| VAR <sub>50%</sub> |                                    |                   |                                     |                   |                                   |                   |
| Nível 2            | Coefficiente                       |                   | Coefficiente                        |                   | Coefficiente                      |                   |
| Constante          | 1462863                            |                   | 1462863                             |                   | 1462863                           |                   |



|             |                                     |         |                                     |         |                                    |         |
|-------------|-------------------------------------|---------|-------------------------------------|---------|------------------------------------|---------|
|             | (9,51)<br>[0,000]                   |         | (8,86)<br>[0,000]                   |         | (8,98)<br>[0,000]                  |         |
| Defasagem 1 |                                     |         |                                     |         |                                    |         |
| Selic       | Coeficiente                         |         | Coeficiente                         |         | Coeficiente                        |         |
| Nível 2     | -0,000000313<br>(-10,40)<br>[0,000] | -0,7842 | -0,000000309<br>(-7,16)<br>[0,000]  | -0,7742 | -0,00000034<br>(-9,95)<br>[0,000]  | -0,8518 |
| Constante   | 1763987<br>(25,33)<br>[0,000]       |         | 1804069<br>(23,29)<br>[0,000]       |         | 1944064<br>(31,68)<br>[0,000]      |         |
| Defasagem 2 |                                     |         |                                     |         |                                    |         |
| Selic       | Coeficiente                         |         | Coeficiente                         |         | Coeficiente                        |         |
| Nível 2     | -0,000000313<br>(-13,08)<br>[0,000] | -0,7842 | -0,000000309<br>(-10,94)<br>[0,000] | -0,7742 | -0,00000034<br>(-11,91)<br>[0,000] | -0,8518 |
| Constante   | 1763987<br>(30,51)<br>[0,000]       |         | 1804069<br>(48,71)<br>[0,000]       |         | 1944064<br>(29,74)<br>[0,000]      |         |

Fonte: Elaboração baseada nos dados do banco de séries temporais do Banco Central do Brasil.

Considerando o nível de risco 2, no intervalo de confiança de 90% a perda esperada é de 0,7842, que significa o valor da perda máximo em resposta a uma alteração na taxa de juros. No nível de confiança de 95%, a pior perda estimada é de -0,7742 e no nível de 99% de confiança, a perda é de -0,8518.

Após análise da significância dos parâmetros e estimação do VaR, calculou-se o CoVaR da taxa Selic em relação às operações de crédito do setor de cartões de pagamentos no Brasil, por níveis de risco, de acordo com classificação do BCB. Como a taxa Selic serve de referência para as demais taxas praticadas no mercado bancário, uma variação no seu valor tende a refletir no processo de fixação das tarifas e dos juros cobrados nas operações com cartão de crédito. Sendo assim, utilizamos esta medida como variável *proxy*, neste trabalho, diante da dificuldade de mensurar e reunir a variedade de taxas de juros do mercado de cartões.

Para tanto, partindo da premissa de que uma flutuação na taxa de juros básica da Economia afeta o comportamento das pessoas e do mercado, pretendeu-se analisar a correlação entre a taxa Selic e as operações de crédito do setor de cartões de pagamentos no Brasil, por níveis de risco, de acordo com classificação adotada pelo BCB. Através deste modelo foi possível estudar a correlação da cauda positiva da distribuição da taxa de juros da Economia, isto é, os possíveis efeitos de um aumento da taxa Selic sobre o volume de operações no mercado de cartões. Como já foi dito anteriormente, o sinal negativo do  $\Delta\text{CoVaR}$  indica a pior perda na taxa de crescimento das operações com cartões de crédito diante de aumentos mais fortes na taxa da Selic.

**Tabela 8 - CoVaR da Taxa Selic em relação ao volume de operações do mercado de cartões de crédito por nível de risco**

| $\Delta\text{CoVaR}$ | $\text{CoVaR}_{90\%}$ | $\text{CoVaR}_{95\%}$ | $\text{CoVaR}_{99\%}$ |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Nível Normal         |                       |                       |                       |
| Selic                | -0,34489              | -0,36290              | -0,46434              |
| Selic 1ª Defasagem   | -0,34489              | -0,36290              | -0,46434              |
| Selic 2ª Defasagem   | -0,34489              | -0,36290              | -0,46434              |
| Nível 1              |                       |                       |                       |
| Selic                | -0,23791              | -0,32364              | -0,67249              |
| Selic 1ª Defasagem   | -0,23791              | -0,32364              | -0,67249              |
| Selic 2ª Defasagem   | -0,23791              | -0,32364              | -0,67249              |
| Nível 2              |                       |                       |                       |
| Selic                | -0,32631              | -0,36109              | -0,51791              |
| Selic 1ª Defasagem   | -0,32631              | -0,36109              | -0,51791              |
| Selic 2ª Defasagem   | -0,32631              | -0,36109              | -0,51791              |

Fonte: Elaboração baseada nos dados do banco de séries temporais do Banco Central do Brasil.

Pela análise do CoVaR, considerando o intervalo de confiança de 90% (quando o choque na taxa de juros for pequeno e pontual), o nível de risco normal é o que apresenta o maior  $\Delta\text{CoVaR}$  (-0,34). Em termos práticos, uma elevação da taxa de juros provoca uma perda  $\Delta\text{CoVaR}$  multiplicada pela observação final dos empréstimos em nível normal, de R\$7.445.280,00. As operações envolvendo os clientes do nível normal de risco – aqueles clientes que pagam suas faturas em dia – são, portanto, as mais afetadas diante de uma variação da taxa de juros, ou seja, os titulares de cartão com menor risco de inadimplência são os que sofrem os potenciais efeitos de uma elevação dos juros.

Nessa perspectiva, um aumento na taxa de juros pode provocar uma elevação na inadimplência dos clientes que possuem o menor nível de risco. Entretanto, essa inadimplência não é necessariamente ruim para os emissores. Vale ressaltar que, na estrutura de preços do mercado de cartões, os juros das faturas em atraso representam uma importante fonte de receitas para os bancos, na medida em que os consumidores não se tornam totalmente inadimplentes, caso conhecido na Economia como praticantes de *ponzi games*.

O fenômeno dos *ponzi games* se refere à situação na qual um devedor executa uma rolagem perpétua de sua dívida, cobrindo os juros e o principal de sua dívida passada com a dívida no presente. Ou melhor, os encargos da dívida existente são pagos com a ampliação da própria dívida. Logo, esses consumidores que pagam suas faturas com certo atraso fazem parte de uma espécie de inadimplência saudável para os bancos, ou seja, aquela na qual juros serão pagos sobre os valores das faturas, por estarem com certo grau de atraso.

Ainda no quanti 90%, o nível de risco 1 possui o menor  $\Delta\text{CoVaR}$  (-0,23), ou seja, reflete a menor perda diante de uma elevação da taxa de juros do mercado de cartões. Nesse contexto, um aumento na taxa Selic acarreta uma perda de R\$262.074,19 em relação ao valor final do portfólio deste mercado. O  $\Delta\text{CoVaR}$  do nível de risco 2 é de (-0,32), o que representaria uma perda de R\$801.723,52 em relação às operações de cartões de crédito quando do acréscimo na taxa Selic. Na análise do nível de confiança de 95%, quando o choque na taxa for moderado, o volume de operações relativos aos clientes de nível de risco normal e do nível de risco 2 sofrem efeito semelhante diante do forte aumento da taxa Selic. A análise do  $\Delta\text{CoVaR}$  permite entender que o contágio da Selic sobre as operações com cartões de crédito nesses níveis de inadimplência é (-0,36).

Sendo assim, uma elevação da taxa de juros, além de aumentar a receita dos emissores, pode gerar uma perspectiva de elevação de níveis de inadimplência daqueles clientes que pagam suas contas na data do vencimento e aumenta o encargo da dívida nos clientes que estão com suas contas atrasadas há mais de 30 dias, o que pode elevar ainda mais a inadimplência. Por outro lado, é de se esperar que essa elevação da taxa de juros influencie na decisão de compra do consumidor e provoque uma diminuição no consumo das famílias, o que induziria a uma redução no volume das operações com cartão de crédito. Na análise de 99%, o nível de risco 1 com um  $\Delta\text{CoVaR}$  de (-0,67249) é o que mais sofre com uma variação na taxa Selic. Nesse caso, um aumento da taxa pode gerar uma elevação do nível de risco dos clientes com atraso inferior a 30 dias.

Os juros do cartão de crédito são um dos principais componentes da receita dos bancos. Uma elevação nas taxas de juros pode influenciar a taxa de crescimento dos índices de inadimplência dos usuários do cartão. Do mesmo modo, os altos níveis de inadimplência dos consumidores afetam sensivelmente as taxas de juros. Como os bancos não têm garantia do recebimento, eles cobram altas taxas de juros como forma de compensar o risco das operações com cartão, principalmente daqueles que não conseguem honrar seus compromissos.

Essa relação paradoxal pode ser explicada através dos números relacionados ao mercado de cartões. De acordo com a Associação Nacional dos Executivos de Finanças, Administração e Contabilidade (ANEFAC), as taxas de juros cobradas nas operações com cartão de crédito são as mais altas de todas as modalidades de crédito, com uma taxa média mensal de 19,8% e

238,6% anuais. Por outro lado, o cartão de crédito para pessoa física é o financiamento com o maior índice de inadimplência. Segundo os dados do Relatório sobre a indústria de cartões de pagamentos (BCB, 2010), em maio de 2012 as operações com atraso acima de 90 dias envolvendo cartões de crédito atingiram o patamar de 29,5%. A taxa média de inadimplência de todas as modalidades de crédito foi de 6% em maio. A inadimplência com cartão de crédito é quase cinco vezes maior do que a média geral e 3,6 vezes superior à média de todas as operações bancárias com pessoas físicas.

Esse processo gera o que chamamos de círculo vicioso no mercado de cartões, em que as altas taxas de juros cobradas nas operações de crédito geram elevados índices de inadimplência dos consumidores, que induzem a perpetuação dos elevados patamares de juros, sucedendo nessa cadeia indefinidamente.

Outra informação relevante que se pode observar é que os maiores  $\Delta\text{CoVaR}$  estão atrelados ao quanti 99%, ou seja, quando o efeito do choque na taxa Selic é mais forte e imediato. Assim, quanto mais elevado for o aumento da taxa (se a taxa aumentou consideravelmente e o reflexo do choque for mais brusco), maior é o impacto causado no volume de operações do mercado de cartões de crédito. É possível inferir que, independentemente do grau do aumento da taxa Selic e do nível de risco do portador do cartão, o volume de operações com cartão sofre o impacto da variação da taxa de juros. Nesse sentido, embora o volume de operações dos clientes por nível de risco sofra os efeitos de uma variação mais forte na taxa Selic, cada um deles reage de um modo diferente a um aumento da taxa de juros.

O modelo proposto por Ausubel (1991) explica a razão da manutenção dos elevados patamares de juros das empresas de cartões de crédito em comparação com as demais operações de crédito em um aparente comportamento de conluio. O autor discorre sobre o custo de procura ou troca, que incide quando cliente decide mudar de banco ou de emissor. Esse custo é maior quanto melhor o tipo de cliente (quanto menor sua probabilidade de default). Neste modelo, os considerados “bons clientes” utilizam o crédito por motivo de conveniência e adquirem empréstimos para acomodar choques de curto prazo em suas necessidades de consumo, o que implicaria em uma demanda inelástica a preço. Eles estão dispostos a pagar um valor mais elevado para concessão do crédito através do cartão por duas razões: primeiro, porque para obter outras formas de crédito o processo é custoso e demorado.

Segundo, por serem “bons clientes”, os mesmos podem sofrer um maior custo de troca, pois se mudarem de banco podem ser confundidos com maus pagadores. Já os clientes taxados como “ruins” se comportam de modo diferente, pois usam o crédito para suavizar e aumentar seu consumo e, conseqüentemente, sua demanda é mais sensível às taxas de juros. Como estes não sofrerem custo de troca, uma vez que já são do pior tipo possível, estão mais sujeitos, também, a pesquisar por melhores taxas, pagando o custo de troca necessário para mudar de banco. Nessa perspectiva, o banco, ao reduzir seu nível de preços, tende, por um lado, a recrutar os “piores clientes”. Por outro, induz os clientes de tipo “ruim” que já existem em seu portfólio a demandar mais empréstimos. Dessa forma, ele pode se deparar com uma redução nos lucros a partir do aumento do custo com créditos inadimplentes. Isso significa que o efeito seleção de uma redução (aumento) unilateral de sua taxa de juros sobre empréstimos é negativo (positivo).

## 7. Considerações Finais

O número de cartões de crédito no Brasil cresceu 132% nos últimos sete anos. Por outro lado, notou-se uma elevação da taxa de inadimplência em 12% nos últimos cinco anos. Os altos índices de inadimplência no Brasil podem ser explicados pelos elevados níveis da taxa de juros. Esse mercado é responsável pela mais alta taxa de juros cobrada entre todas as modalidades de crédito, uma média de 238,6% ao ano, superior à taxa do cheque especial (162%) e totalmente

desproporcional em relação aos países vizinhos, como a Argentina, que possui uma taxa de 50% ao ano (BCB, 2010).

Considerando este panorama, pretendeu-se identificar como uma variação na taxa de juros Selic afeta marginalmente o volume de operações do mercado de cartões de crédito. Inicialmente, fez-se necessário descrever a dinâmica e estrutura de preços do mercado de cartões, enfatizando as características que o distinguem dos demais mercados e o qualificam como M2L (Mercado de dois lados). Retratou-se os elementos que formam as taxas de juros cobradas nas operações com crédito e a importância dessas taxas no processo de formação de preços do mercado de cartões. E, por fim, descreveu-se a relação dos juros na definição dos níveis de riscos de inadimplência dos consumidores.

Conforme os parâmetros estimados a partir de regressores quantílicos, que possibilitam o cálculo do VaR e do CoVaR e permitem identificar o efeito de transmissão da Selic em relação à taxa de crescimento das operações de crédito, foi possível inferir que, independentemente do nível de risco do titular do cartão, o volume de operações de cartões de crédito sofre o impacto de uma elevação da taxa de juros.

Entretanto, os consumidores de cada nível de risco de inadimplência reagem de um modo diferente a esse aumento, conforme o modelo proposto por Ausubel (1991). Os clientes considerados “bons” adquirem empréstimos para acomodar choques de curto prazo em suas necessidades de consumo, o que seria uma demanda inelástica a preço. Eles estariam dispostos a pagar juros mais elevados para financiar o crédito por duas razões: porque para obter outras formas de crédito o processo é custoso e longo e pelo fato de, por serem “bons” clientes, sofrerem um maior custo de troca, pois se mudarem de banco podem ser confundidos com maus pagadores. Já os clientes taxados como “ruins” usam o crédito para aumentar seu consumo e, conseqüentemente, sua demanda é mais sensível às taxas de juros. Como estes não sofrem custo de troca, uma vez que já estão no pior nível de risco possível, estão mais sujeitos também a pesquisar por melhores taxas, pagando o custo de troca necessário para mudar de banco.

Os resultados do presente estudo indicam que a compreensão das estruturas deste mercado, dos componentes que formam as taxas de juros incidentes em operações de crédito e da sua lógica de funcionamento é fundamental para garantir que os cartões de pagamento assumam um papel de meio de promoção e democratização dos acessos aos serviços financeiros. Na outra mão, como contribuição para futuros trabalhos, recomenda-se a realização de novos estudos no sentido de estabelecer as correlações entre a taxa de juros, níveis de risco e índices de inadimplência do mercado de cartões, bem como novas pesquisas que busquem complementar e enriquecer a discussão aqui proposta.

## Referências

**ABECS - Associação Brasileira das Empresas de Cartões de Crédito e Serviços.** Indicadores Econômicos. Disponível em: <[http://www.abecs.org.br/site2012/admin/arquivos/artigos/%7B71077AF4-5DE3-41518F9B9DC516E6F919%7D\\_Mercado%20Brasileiro%20de%20Cart%C3%B5es%20-%20Claudio%20Yamaguti%20-%202013.03.12.pdf](http://www.abecs.org.br/site2012/admin/arquivos/artigos/%7B71077AF4-5DE3-41518F9B9DC516E6F919%7D_Mercado%20Brasileiro%20de%20Cart%C3%B5es%20-%20Claudio%20Yamaguti%20-%202013.03.12.pdf)>. Acesso em: 06 jul 2012.

ADRIAN, Tobias; BRUNNERMEIER, Markus K. **CoVaR**. NBER Working Paper, 17454, 1-43, 2011.

AKERLOF, George A., **The market for ‘Lemons’, quality uncertainty and the market mechanism**. Quarterly Journal of Economics, August 1970.

ALMEIDA, A. T. C.; FRASCAROLI, Bruno Ferreira; CUNHA, Danilo Régis. Medidas de risco e matriz de contágio: uma aplicação do CoVaR para o mercado financeiro brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 10, n. 4, p. 551-584, 2012.

ARIAS, M.; MENDOZA, J. C. PEREZ-REYNAY D. Applying CoVaR to Measure Systemic Market Risk: the Colombian Case. **IFC Bulletin**, v. 34, 351-364, 2010.

AUSUBEL, L. M. The failure of competition in the credit card market. **American Economic Review**, March 1991.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central. Relatório 2011**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2011> Acesso em 23.06.2012

\_\_\_\_\_. **Custo e eficiência na utilização de instrumentos de pagamento de varejo**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/novaPaginaSPB/Nota%20T%E9cnica%20-%20Custo%20Eficiencia.pdf> Acesso em 22.06.2012

\_\_\_\_\_. **Diagnóstico do Sistema de Pagamentos de Varejo do Brasil**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/spb/Diagnostico%20do%20Sistema%20de%20Pagamentos%20de%20Varejo%20no%20Brasil.pdf> >. Acesso em 22.06.2012

\_\_\_\_\_. **Relatório de Economia Bancária e Crédito - Ano 2010**. Disponível em: < <http://www.bc.gov.br/Pec/Depep/Spread/REBC2010.pdf> > Acesso em 31.07.2012

\_\_\_\_\_. **Relatório de Inflação Setembro/2012**. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2012/09/ri201209P.pdf> > Acesso em 10.12.2012

\_\_\_\_\_. **Relatório sobre a indústria de pagamento. 2010**. Disponível em: [http://www.bcb.gov.br/htms/spb/Relatorio\\_Cartoes.pdf](http://www.bcb.gov.br/htms/spb/Relatorio_Cartoes.pdf) Acesso em 16.05.2012

CALEM, P. S.; MESTER, L. J. Consumer behavior and the stickiness of credit-card interest rates. **The American Economic Review**, 1995.

CARRASCO, Vinicius; GARCIA, Márcio. **CoVaR: Uma medida de risco sistêmico para instituições financeiras no Brasil, 2010**. Disponível em: <<http://clipping.vrc.puc-rio.br/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?infoid=23416&sid=72>>. Acesso em: 25 maio 2012.

CHAKRAVORTI, S. Theory of credit card networks: a survey of the literature. **Review of Network Economics**, v. 2, 2003.

EVANS, D. Some Empirical aspects of multi-sided platform industries. **Review of Network Economics**, v. 2, 2003.

EVANS, D.; SCHMALENSEE, R. **The economics of interchange fees and their regulation: an overview**. Cambridge, USA: MIT Sloan, 2005.

FAGUNDES, J.; FERRÉS, J.; SAITO, K. Indústria de cartões de crédito, regulação e concorrência. **Revista do IBRAC**, v. 15, n. 4, 2009.

FRASCAROLI, B. F. **Payment cards, interest rates and spreads: Measures and possibilities to adequate interest rates to the present brazilian economic context**. Fifth Brazilian Conference on Statistical Modeling in Insurance and Finance, São Sebastião - Maresias – SP, 2011.

FREITAS, P. S. **Mercado de cartões de crédito no Brasil: problemas de regulação e oportunidades de aperfeiçoamento da legislação**. Brasília, DF: Consultoria Legislativa do Senado Federal, 2007. (Texto para discussão n. 37)

GUTHRIE, G.; WRIGHT, J. **Competing payment schemes**. Auckland: University of Auckland, Department of Economics, 2003.

JORION, P. **Financial risk manager - Handbook**. Second Edition. Chichester: John Wiley & Sons, 2003.

KOENKER, R. **Quantile regression**. Cambridge University Press: Cambridge, 2005.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, n. 46, p. 33–50, 1978.

KOENKER, R.; MACHADO, J. Goodness of fit and related inference processes for quantile regression. **Journal of the American Statistical Association**, v. 94, n. 448, p. 1296–1310, 1999.



LEVITIN, A. J. **A critique of the American Bankers Association's study of credit card regulation.** Georgetown university law center business, economics and regulatory policy working paper series, 2008.

ORSZAG, J. M; MANNING, S. H. **An economic assessment of regulating credit card fees and interest rates.** Commissioned by the American Bankers Association (ABA), 2007.

ROCHET, J.-C.; TIROLE, J. Cooperation among competitors: the economics of payment card associations. **Rand Journal of Economics**, Toulouse, v. 33, n. 4, p. 549-570, 2002.

\_\_\_\_\_. Platform competition in two-sided markets. **Journal of European Economic Association**, Toulouse, v. 1, n. 4, p. 990-1029, 2003b.

\_\_\_\_\_. Externalities and regulation in card payment systems. **Review of Network Economics**, v. 5, 2006.

SANTOS, E. P.; MAPA, D. S.; GLINDRO, E. T. **Estimating Inflation-at-Risk (IaR) using Extreme Value Theory (EVT).** MPRA Paper No. 28266, 2011.

SECRETARIA DE ACOMPANHAMENTO ECONOMICO. **Ato de concentração no. 08012.002208/2006-30.** Secretaria de Acompanhamento Econômico, Ministério da Fazenda, 2006.

SOUZA, E. F. S. **Instrumentos eletrônicos de pagamento: seu uso e suas implicações na política monetária.** Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Minas Gerais, Cedeplar, Belo Horizonte, Minas Gerais, 2010.

STIGLITZ, J.; WEISS, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. **American Economic Review**, 1981.



# Financial Crisis of 2007-2009 and Stress Test with Structural Changes for the Brazilian Financial Market

*Aléssio Tony Cavalcanti de Almeida*\*

Department of Economics, Federal University of Paraíba, Brazil.

*Bruno Ferreira Frascaroli*\*\*

Department of Economics, Federal University of Paraíba, Brazil.

## ABSTRACT

Due to the financial crisis of 2007-2009 and the serious problems still faced in particular by some countries in the Eurozone, we can check the current inseparability between financial and productive system. This context indicates the importance of analysis committed to measuring risk involving financial activities. Thus, the central objective of this work is to assess the stress effects of a financial distress in daily return series of the domestic market index on the daily return series of the major companies' assets in the Brazilian financial market, considering the period of international economic crisis and possible structural changes in the stress parameters. We use the methodology CoVaR, described by Adrian and Brunnermeier (2011), and analysis of structural changes in Quantile Regression (QR), highlighted by Qu (2008) and Oka and Qu (2011), to estimate the modifications in the stress test before and after of the last economic crisis. The main innovation of this study is to consider structural changes in the stress test, obtained by CoVaR for the quantiles 0.01, 0.05 and 0.10. The results show that some of the reaction coefficient of the returns of firms operating in the Brazilian financial market had structural changes, as well as the value at risk of the market index decreased between the two periods. In general, the marginal contribution of financial distress in the market index, independently of the quantile evaluated, generated a lower stress on the returns of firms after the international crisis than before of this adverse macroeconomic context.

**Keywords:** Stress Test, Quantile Regression, Structural Changes, Financial Crisis.

**JEL codes:** C21; G30; G32.

Área 3: Finanças

---

\* E-mail address: [alessiotony@gmail.com](mailto:alessiotony@gmail.com)

\*\* E-mail address: [bruno.frascaroli@pq.cnpq.br](mailto:bruno.frascaroli@pq.cnpq.br)

## 1 - Introduction

In the last years, there was a fast advance of methodologies that aim to measure the risks to which the portfolios of many financial institutions and others firms operating in the markets are submitted. In a general way, those methodologies intend to provide quantitative support to the problem observed during the recent American crisis, which reverberated on the global market.

The traditional risk measurement, like Value at Risk (VaR) introduced by Leavens (1945), assesses the maximum loss of a given portfolio, in a determined period. Actually, we need of indicators that take into account the effects of negative externalities from an asset returns on the others. That way, the indicators proposed by the CoVaR methodology, which are described by Adrian and Brunnermeier (2011), have the advantage of conditioning the risk measures obtained by VaR to the worst losses also occurred in the other portfolios and financial market indicators. Arias, Mendoza and Perez-Reyna (2010) and Lima, Gaglianone and Oliver (2011) show many arguments by which the attributes of the risk measure provided by CoVaR make it possible to be used as a way of proper risk management in the financial markets.

However, the CoVaR model do not consider that structural breaks in the risk parameters motivated by alterations in economic context, for example, can affect the spillover effects. Recently, the global economy has seen one of the biggest crisis in history, in which the financial market had direct participation. Thus, we question whether the economic crisis was able to alter the risk measures as stress test obtained by CoVaR model.

In this context, the question of structural change has been focus in several studies. Since the works of Chow (1960), Fisher (1970), Gujarati (1970a; 1970b), Dufour (1980) and Burrows and Cantrell (1990) a variety of tests and applications have been made, specially, to verify structural change in the conditional mean function. Nevertheless, risk measures require evaluating at the negative extreme of the distribution, as well as an analysis whether the stress test on asset returns between different companies has changed over time.

In this direction, this work intend to calculate stress test, obtained by CoVaR model, with structural changes in quantile regression. Based in Qu (2008) and Oka and Qu (2011), we develop tests for structural break on daily return series of the major companies operating in the Brazilian financial market, considering possible effects of the economic crisis 2007-2009 on changes in the risk parameters. The innovation of this study is to incorporate structural changes in the CoVaR estimation.

Given the need for advances in the construction of types of measures for the risk management of domestic financial market, the present work assesses as a distress in the series of financial returns of national market indicator impacts the main returns of companies' assets that operate in BM&FBovespa. For this, the methodology CoVaR with structural changes was applied to the daily quotations data of the 16 assets selected from January 2003 to August 2011.

The paper is organized as follows. Section 2 shows the basic definition about CoVaR model, emphasizing the stress test measurement and the main equations to estimating the risk parameters with structural changes. Section 3 describes the dataset and Section 4 and 5 contain the central results.

## 2 - CoVaR model

The information which may be more relevant under the viewpoint of the regulation of markets is defended in the work of Adrian and Brunnermeier (2011) and, consequently in the present work. It is refer to the identification of marginal contribution of the risk existing in stock return series of a private company or portfolio for others, in relation to systemic risk and vice versa. As suggested by such authors, the estimation of CoVaR for quantile regressors – whose properties of robustness can be seen in Lima, Gaglianone and Oliver (2011) for the VaR case – makes this measure feature among the measures recently developed with an utmost degree of reliability.

In this sense, Adrian and Brunnermeier (2011) define the contribution of a determined institution for the systemic risk such as the difference between conditional CoVaR of the company asset that is under financial distress and CoVaR of returns of the asset on the median, i.e., quantile 50%. The prefix “Co”, which was incorporated to VaR by the authors already mentioned, has wider coverage and it can be referred to conditionality, co-movement, contribution and contagion.

For this reason, it is a more robust and wider methodology than VaR, due to the possibility of capturing three fundamental aspects: the systemic risk, the contagion effect and stress test. Besides CoVaR, there is  $\Delta\text{CoVaR}$ , whose aim is to measure the marginal contribution of a private institution for the global systemic risk. It consists of an assessment of the performance of portfolios by the difference of returns of the main companies that operate in financial market and market returns.

The regression estimated by quantiles, whose method was initially proposed by Koenker and Bassett (1978) is a type of regression used to carry out estimates based on several quantiles of a sample, i.e., through this method it is possible to obtain estimates approximated both of the median as of any other quantiles desired, from the dependent variable in analysis.

This way, it can be a tool to obtain a better information. They are not provided when it is used the Ordinary Least Squares Method (OLS), which, differently, provides estimates approximated of the conditional mean of the dependent variable based on determined values of the explanatory variables. In studies that use economic or financial data such as in this one, the models of quantile regression have been widely used, because they conduct to a more complete statistical analysis of stochastic relations among random variables (KOENKER, 2005).

This method has been spread in studies over the past few years, emerging as an approach for the statistical analysis of data through linear models, by expanding themselves in direction of non-linear models, widening, therefore, the possibilities of regression methods (KOENKER and MACHADO, 1999). Buchinsky (1998) and Koenker and Basset (1978) consider that one of the advantages of using the quantile regression to estimate the median, instead of OLS, is that the quantile regression result can be more robust, in response to outliers, for example, or distributions of residues which do not present normality.

In Lima, Gaglianone and Oliver (2011) the parameters of model VaR estimated through quantile regressions presented important properties concerning robust estimates. That was important in order to decide how to obtain the estimates of the several measures provided from the model CoVaR. Denoted by  $\text{CoVaR}_q^{ji}$ , CoVaR, in this case, is VaR of the financial stock of company  $j$ , conditioned to some event  $C(X^i)$  to the stock of company  $i$ . In other words,  $\text{CoVaR}_q^{ji}$  is nothing but the  $q$ -n-to-default quantile of conditional probability distribution function. In this work, the quantiles analyzed were 1%, 5%, 10% and 50%, which mean the distribution median and the

other ones the negative extremes of returns distribution represent a financial distress scenario:

$$\Pr\left(X^j \leq CoVaR_q^{j|C(X^i)} | C(X^i)\right) = q \quad (2)$$

Thus, the proposal of Adrian and Brunnermeier (2011) was to generate a measure which could subsidize the monitoring of behavior from the returns of financial assets of the companies and identify those characterized by the impact caused from a higher negative externality (higher spillover effect) on the system and/or for the other assets. Even as the individual risk measures do not contain the information on externalities to they are subject, the marginal contribution was estimated, i.e.,  $\Delta CoVaR$  of the returns of asset  $i$  on asset  $j$  in an environment of financial distress. Therefore, it was possible to show how potential losses from  $i$  are transmitted to  $j$  and how the returns of companies suffer impacts of the main domestic index, as well as in which way they contribute to a distress in the returns of it.

The equation (3) shows the definition of  $\Delta CoVaR$ . It exhibits the marginal contribution of  $i$  to  $j$ , which is determined by the difference between the value at risk if  $j$  in the quantile  $q$ , conditioned to the value at risk of  $i$  in the same quantile and the value at risk of  $j$  in the quantile  $q$ , conditioned to the value at risk of  $i$  in the median.

$$\Delta CoVaR^{j|i} = CoVaR_q^{j|X^i=VaR_q^i} - CoVaR_q^{j|X^i=VaR_{50\%}^i} \quad (3)$$

where:  $CoVaR_q^{j|X^i=VaR_q^i} = VaR_q^j | VaR_q^i$ ;  $CoVaR_q^{j|X^i=VaR_{50\%}^i} = VaR_q^j | VaR_{50\%}^i$ . These expressions show the definition of  $\Delta CoVaR$ . On the basis of the interaction and specification between the assets  $i$  and  $j$ , from this approach, it is possible to obtain three measures of risk management: systemic risk, stress test and contagion effect. However, this article will emphasize only stress test, including structural change in this risk measure.

## 2.2 Stress test with structural change

The stress test, which is a direct contribution of the work of Adrian and Brunnermeier (2011), can be defined as the marginal contribution to the vulnerability of the returns of company  $i$ , conditioned to a financial distress in the system (market returns). Therefore, it is different from the similar concept presented by Markowitz (1952). According to the convention used in this work, the stress test shows the negative externality of the lower quantiles of asset returns of a given company which operates in domestic financial market on the “market returns”.

However, the traditional approach introduced by Adrian and Brunnermeier (2011) does not consider that any events can generate structural changes on the parameters of stress test. In the literature, we found classical studies as Chow (1960), Gujarati (1970a; 1970b) and Fisher (1970) on the statistical validation about structural changes in the parameters of economic models, for example, motivated by changes in economic (crisis and advances in productivity) and policy context (war and end of dictatorships). These studies were made tests for structural changes in linear regressions.

Recently, Qu (2008) and Oka and Qu (2011) developed tests for structural changes in quantile regression, because the changes, according to authors, can be different among the quantiles of the conditional distribution. In our case, we intend incorporate structural changes in the CoVaR estimation.

We consider the last international economic crisis between 2007 and 2009, as highlighted by NBER, as demarcation of a period that generated potential changes in the coefficients of the CoVaR model. Thus, we have, basically, two periods: before and after crisis.

In domestic case, it is possible to score the companies' that suffer the highest negative impacts, given by the worst losses in the market returns (captured by Ibovespa), in which the stress test is presented as another monitoring and management measure. For the estimation of  $\Delta CoVaR^{i/M}$ , it is firstly necessary to estimate  $VaR$  of the asset returns of company  $i$  conditioned to the value at risk of market return rate,  $M$ . Therefore, we calculate this equation using quantile regression with structural changes, in which  $D$  represents the crisis indicator ( $D=0$ , if before crisis, and  $D=1$ , if after crisis). By taking into account the definition of  $VaR$ , we have the following:

$$VaR_q^i | X^M = \hat{X}_q^{i,M} \quad (4)$$

where:

$$\hat{X}_q^{i,M} = \hat{\alpha}_q^M + \hat{\theta}_{0q} D + \hat{\beta}_q^M X_q^M + \hat{\theta}_{1q} D X_q^M \quad (5)$$

The term  $\hat{X}_q^{i,M}$  denotes the value estimated for returns of company  $i$  in the quantile  $q$  conditioned to the market returns in the quantile  $q$ . In this scenario, the definition of value at risk of the company asset  $i$  conditioned to system  $M$ ,  $CoVaR^{i|X^M}$ , to the  $q$ th quantile of distribution is given by the equation (6):

$$CoVaR^{i|X^M=VaR_q^M} = \begin{cases} \hat{\alpha}_q^M + \hat{\beta}_q^M VaR_q^M, & \text{if } \hat{\theta}_{0q} = \hat{\theta}_{1q} = 0 \\ (\hat{\alpha}_q^M + \hat{\theta}_{0q}) + (\hat{\beta}_q^M) VaR_q^M, & \text{if } \hat{\theta}_{0q} \neq 0 \text{ and } \hat{\theta}_{1q} = 0 \\ (\hat{\alpha}_q^M) + (\hat{\beta}_q^M + \hat{\theta}_{1q}) VaR_q^M, & \text{if } \hat{\theta}_{0q} = 0 \text{ and } \hat{\theta}_{1q} \neq 0 \\ (\hat{\alpha}_q^M + \hat{\theta}_{0q}) + (\hat{\beta}_q^M + \hat{\theta}_{1q}) VaR_q^M, & \text{if } \hat{\theta}_{0q} \neq 0 \text{ and } \hat{\theta}_{1q} \neq 0 \end{cases} \quad (6)$$

Using equation (6) we have four cases for stress test before and after the economic crisis: CoVaR did not show statistically significant changes neither the intercept nor the reaction/response parameter (slope); only statistically significant changes on the constant; only on slope coefficient; in both parameters.

Formally, the following expression define the stress test, in which, empirically, it is possible to measure and score the companies' assets that are more negatively affected by the market as a whole in a financial distress scenario, by pointing out the companies that may be more representative in this sense before and after changes on the context economic. Supposing a significant structural change (specifically, on reaction parameter), we would have two risk measures for a given company:

$$\begin{aligned} \text{Before Crisis: } \Delta CoVaR_b^{i|M} &= \hat{\beta}_q^M (VaR_{bq}^M - VaR_{b50\%}^M) \\ \text{After Crisis: } \Delta CoVaR_a^{i|M} &= (\hat{\beta}_q^M + \hat{\theta}_{1q}) (VaR_{aq}^M - VaR_{a50\%}^M) \end{aligned} \quad (7)$$

In the case of stress test, the work in question brings two instability measurements to the companies' assets operating in domestic market, including:

- Assessment of how a low returns in the national financial system affects the low companies' returns;
- Analysis of how a change in economic context affects the stress test of companies' asset returns.

These two types of measures allow the scoring of the companies which are most impacted by worst losses in domestic market returns, as well as it is possible to infer the company more directly affected by the changes in context economic.

### 3 - Database

According to the delimitation of the economic crisis cataloged by NBER described in the following table, we note that the duration of the last economic crisis in the U.S. was December 2007 to June 2009. Assuming the great influence exerted by this country in the global economy, we will develop tests for structural breaks in the equation (7), obtained through the CoVaR methodology. The Table 1 shows the classification of crisis period in U.S., according to National Bureau of Economic Research (NBER).

**Table 1: NBER Classification of Business cycle in U.S.**

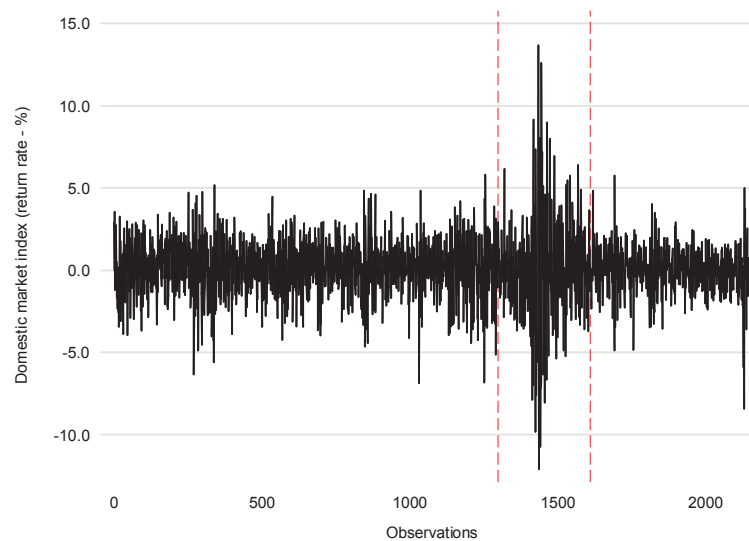
| Business cycle<br>Reference dates             |                    | Duration in months    |                                             |                                            |                                    |
|-----------------------------------------------|--------------------|-----------------------|---------------------------------------------|--------------------------------------------|------------------------------------|
| Peak                                          | Trough             | Contraction           | Expansion                                   | Cycle                                      |                                    |
| <i>Quarterly dates<br/>are in parentheses</i> |                    | <i>Peak to Trough</i> | <i>Previous<br/>trough<br/>to this peak</i> | <i>Trough from<br/>Previous<br/>Trough</i> | <i>Peak from<br/>Previous Peak</i> |
|                                               | December 1854 (IV) | -                     | -                                           | -                                          | -                                  |
| June 1857(II)                                 | December 1858 (IV) | 18                    | 30                                          | 48                                         | -                                  |
| October 1860(III)                             | June 1861 (III)    | 8                     | 22                                          | 30                                         | 40                                 |
| April 1865(I)                                 | December 1867 (I)  | 32                    | 46                                          | 78                                         | 54                                 |
| June 1869(II)                                 | December 1870 (IV) | 18                    | 18                                          | 36                                         | 50                                 |
| October 1873(III)                             | March 1879 (I)     | 65                    | 34                                          | 99                                         | 52                                 |
| March 1882(I)                                 | May 1885 (II)      | 38                    | 36                                          | 74                                         | 101                                |
| March 1887(II)                                | April 1888 (I)     | 13                    | 22                                          | 35                                         | 60                                 |
| July 1890(III)                                | May 1891 (II)      | 10                    | 27                                          | 37                                         | 40                                 |
| January 1893(I)                               | June 1894 (II)     | 17                    | 20                                          | 37                                         | 30                                 |
| December 1895(IV)                             | June 1897 (II)     | 18                    | 18                                          | 36                                         | 35                                 |
| June 1899(III)                                | December 1900 (IV) | 18                    | 24                                          | 42                                         | 42                                 |
| September 1902(IV)                            | August 1904 (III)  | 23                    | 21                                          | 44                                         | 39                                 |
| May 1907(II)                                  | June 1908 (II)     | 13                    | 33                                          | 46                                         | 56                                 |
| January 1910(I)                               | January 1912 (IV)  | 24                    | 19                                          | 43                                         | 32                                 |
| January 1913(I)                               | December 1914 (IV) | 23                    | 12                                          | 35                                         | 36                                 |
| August 1918(III)                              | March 1919 (I)     | 7                     | 44                                          | 51                                         | 67                                 |
| January 1920(I)                               | July 1921 (III)    | 18                    | 10                                          | 28                                         | 17                                 |
| May 1923(II)                                  | July 1924 (III)    | 14                    | 22                                          | 36                                         | 40                                 |
| October 1926(III)                             | November 1927 (IV) | 13                    | 27                                          | 40                                         | 41                                 |
| August 1929(III)                              | March 1933 (I)     | 43                    | 21                                          | 64                                         | 34                                 |
| May 1937(II)                                  | June 1938 (II)     | 13                    | 50                                          | 63                                         | 93                                 |
| February 1945(I)                              | October 1945 (IV)  | 8                     | 80                                          | 88                                         | 93                                 |
| November 1948(IV)                             | October 1949 (IV)  | 11                    | 37                                          | 48                                         | 45                                 |
| July 1953(II)                                 | May 1954 (II)      | 10                    | 45                                          | 55                                         | 56                                 |
| August 1957(III)                              | April 1958 (II)    | 8                     | 39                                          | 47                                         | 49                                 |
| April 1960(II)                                | February 1961 (I)  | 10                    | 24                                          | 34                                         | 32                                 |
| December 1969(IV)                             | November 1970 (IV) | 11                    | 106                                         | 117                                        | 116                                |
| November 1973(IV)                             | March 1975 (I)     | 16                    | 36                                          | 52                                         | 47                                 |
| January 1980(I)                               | July 1980 (III)    | 6                     | 58                                          | 64                                         | 74                                 |
| July 1981(III)                                | November 1982 (IV) | 16                    | 12                                          | 28                                         | 18                                 |
| July 1990(III)                                | March 1991(I)      | 8                     | 92                                          | 100                                        | 108                                |
| March 2001(I)                                 | November 2001 (IV) | 8                     | 120                                         | 128                                        | 128                                |
| December 2007 (IV)                            | June 2009 (II)     | 18                    | 73                                          | 91                                         | 81                                 |

Source: NBER: [www.nber.org/cycles.html](http://www.nber.org/cycles.html)



To avoid possible disruptions caused by the economic crisis between 2007 and 2009, we disregard this period for the stress test calculation. We can see in Figure 1 below that the return rate of Ibovespa had a greater oscillation in the period of American crisis than that recorded the time series. Thus, the structural break test aims to determine the possible consequences of the strong economic contraction in the financial market before and after the crisis period, given the hypothesis of a significant change in reaction coefficient of financial distress in the market return on the asset return of major companies operating in the BM&FBovespa.

**Figure 2: Return rate of Ibovespa (domestic market index) between 01/02/2003 and 08/26/2011 – Brazilian financial market**



Source: Authors elaboration.

*Note: The red dash lines represent the interval of economic crisis in U.S.*

For the selection of the companies that took part of this analysis, those that composed Bovespa Index in the first quarter of 2011 (from May to August) were considered. Regardless, another requirement for the participation was the consistent availability of information on daily quotations of the assets in the investigated period. In the Appendix, the Table A1 describes the assets from the participating companies, as well as the descriptive statistics of the returns of those companies and the domestic market index.

The period choice is justified by the fact that follows: after some years of strong economic instability and many monetary reforms, the Brazilian post-1999 inflation has shown more controlled and stable, as well as the national currency has kept the same. The data sample used for the analysis was obtained directly in the system Economatica and it was carried out with 1,756 daily observations on the closing prices of each asset between 01/02/2003 and 08/26/2011.

The sixteen companies considered represent in September 2012 about 50% of the market value of each company in terms of total market value of all companies operating in the BM&FBovespa.

#### **4 – Analysis Results for Brazilian Case**

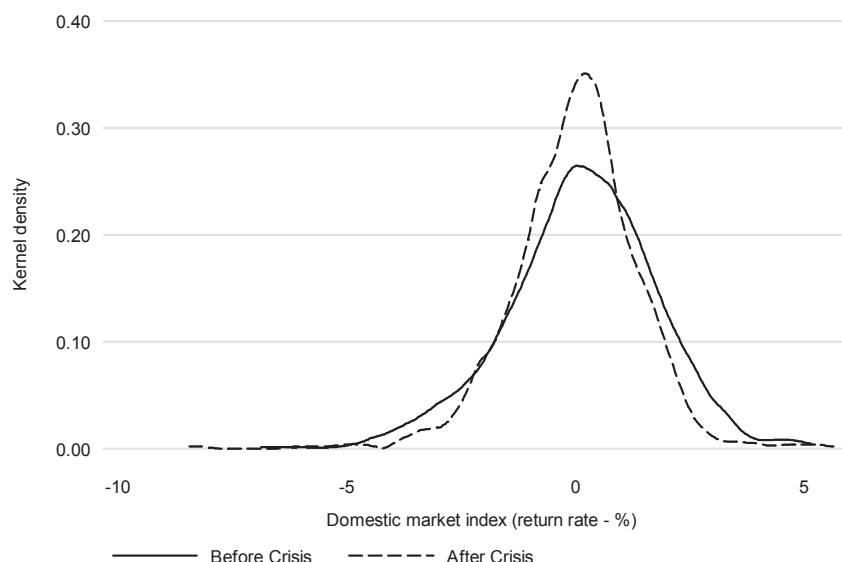
This section presents the results of the stress test, a risk measure, in a context of structural change in the parameters, in which the intention is to identify the companies'

assets operating in BM&FBovespa that are most affected by the return of domestic financial market (Ibovespa) in an environment crisis. Our focus is to study the specific effects on the negative extreme of the distribution, because this region has important information about distress moments of the return series.

The economic crisis that began in late 2007 in the U.S. had a negative impact on the world economy. In Brazil, the effects of the crisis were felt in output growth in the last quarter of 2008 and, especially, in 2009, during which there was a negative real GDP growth of 0.33%. In the Brazilian financial market, the impact occurred faster than the real economy, since mid-2008 the indicator of the domestic market, Ibovespa, had a large increase in the variability of their returns (see Figure 1).

In order to identify possible changes in the Brazilian financial market after this period of international crisis, the Figure 2 shows the distribution of return rate of Ibovespa before and after this period. Remember that this illustration was done disregarding the crisis period itself, due to the objectives of this work that intends to evaluate just the consequences of economic crisis on stress test indicator.

**Figure 2: Distribution of return rate of Ibovespa (domestic market index) before and after international economic crisis**



Source: Authors elaboration.

As we can see in Figure 2, the distribution of the domestic index returns in both periods have certain differences, highlighting the curve of return after the crisis was relatively flat. This information corroborates the fact that the post-crisis environment, the variability of the return on the domestic market decreased approximately 11%. Furthermore, Figure 2 indicates the existence of possible changes in the tails of the distribution after crisis, especially at the tail end of the negative distribution. With this information, we have a signal of the importance of analyzing the risk measures, such as the stress test, considering a context of structural changes in the parameters.

Table 2 shows the results for the structural change test for the parameters of CoVaR model. This test, based on Qu (2008) and Oka and Qu (2011), was calculated for the percentiles 1, 5 and 10 of all returns of companies' assets in the sample. The null hypothesis of this test admits that there was not change on parameter between the periods.

**Table 2: Structural change test for CoVaR parameters (quantiles 0.01, 0.05 and 0.10)**

| Quantile | Assets | Constant      |              |                     | Slope         |              |                     |
|----------|--------|---------------|--------------|---------------------|---------------|--------------|---------------------|
|          |        | Before Crisis | After Crisis | Significant change? | Before Crisis | After Crisis | Significant change? |
| 0.01     | PETR4  | -3.036        | -3.0751      |                     | 0.8799        | 1.0372       |                     |
|          | PETR3  | -3.467        | -2.9100      | *                   | 0.8279        | 1.1018       |                     |
|          | LAME4  | -4.242        | -3.7703      |                     | 0.5934        | 1.3627       | **                  |
|          | AMBV4  | -3.617        | -3.0802      |                     | 0.7055        | 0.3563       |                     |
|          | PCAR4  | -4.718        | -3.5650      | *                   | 0.839         | 0.6312       |                     |
|          | BBAS3  | -4.751        | -2.6040      | ***                 | 1.079         | 1.0288       |                     |
|          | BBDC4  | -3.134        | -2.2488      | **                  | 0.8306        | 0.8270       |                     |
|          | ITSA4  | -3.021        | -2.9731      |                     | 0.8231        | 1.0221       |                     |
|          | ITUB4  | -2.923        | -2.7631      |                     | 0.8147        | 1.3017       | ***                 |
|          | VALE5  | -3.744        | -2.2030      | ***                 | 0.5988        | 1.2642       | **                  |
|          | CSNA3  | -3.999        | -3.0358      | **                  | 1.07          | 1.1104       |                     |
|          | GGBR4  | -3.57         | -3.2488      |                     | 1.054         | 1.1190       |                     |
|          | USIM5  | -3.956        | -4.2387      |                     | 1.257         | 0.4984       | *                   |
|          | GOAU4  | -3.459        | -3.3205      |                     | 0.8915        | 1.0123       |                     |
|          | VALE3  | -4.13         | -2.2220      | ***                 | 0.6601        | 1.2496       | **                  |
|          | CMIG4  | -4.129        | -3.2363      | **                  | 0.8784        | 0.6883       |                     |
| 0.05     | PETR4  | -2.074        | -2.0463      |                     | 0.9384        | 0.9432       |                     |
|          | PETR3  | -2.288        | -2.1034      |                     | 0.8881        | 0.9770       |                     |
|          | LAME4  | -3.001        | -2.4348      | ***                 | 0.6553        | 1.0808       | ***                 |
|          | AMBV4  | -2.288        | -1.9980      |                     | 0.5624        | 0.4919       |                     |
|          | PCAR4  | -3.076        | -2.4918      | ***                 | 0.7069        | 0.6416       |                     |
|          | BBAS3  | -2.865        | -1.9752      | ***                 | 1.001         | 0.8982       |                     |
|          | BBDC4  | -2.112        | -1.4766      | ***                 | 0.8812        | 0.9918       |                     |
|          | ITSA4  | -2.154        | -1.6438      | ***                 | 0.836         | 1.0344       | **                  |
|          | ITUB4  | -2.183        | -1.7242      | ***                 | 0.8094        | 1.0553       | ***                 |
|          | VALE5  | -2.625        | -1.4120      | ***                 | 0.6756        | 1.0570       | ***                 |
|          | CSNA3  | -2.65         | -1.8384      | ***                 | 0.9679        | 1.1796       | *                   |
|          | GGBR4  | -2.36         | -2.0041      | *                   | 0.9687        | 1.1185       |                     |
|          | USIM5  | -2.822        | -2.6007      |                     | 1.238         | 0.9631       | *                   |
|          | GOAU4  | -2.25         | -2.2640      |                     | 0.9584        | 1.1613       | **                  |
|          | VALE3  | -2.829        | -1.6000      | ***                 | 0.6677        | 1.0400       | ***                 |
|          | CMIG4  | -2.602        | -2.0584      | **                  | 0.9491        | 0.5890       | **                  |
| 0.10     | PETR4  | -1.603        | -1.3971      | *                   | 0.8919        | 0.9667       |                     |
|          | PETR3  | -1.734        | -1.5585      |                     | 0.8616        | 0.8954       |                     |
|          | LAME4  | -2.173        | -1.9418      |                     | 0.6296        | 0.9733       | ***                 |
|          | AMBV4  | -1.761        | -1.4059      | ***                 | 0.4932        | 0.5325       |                     |
|          | PCAR4  | -2.308        | -1.6500      | ***                 | 0.6631        | 0.6043       |                     |
|          | BBAS3  | -2.117        | -1.5063      | ***                 | 0.9711        | 1.0359       |                     |
|          | BBDC4  | -1.599        | -1.1277      | ***                 | 0.8415        | 1.0260       | ***                 |
|          | ITSA4  | -1.662        | -1.2872      | ***                 | 0.8602        | 1.0451       | **                  |
|          | ITUB4  | -1.701        | -1.3081      | ***                 | 0.8117        | 1.0574       | ***                 |
|          | VALE5  | -1.926        | -1.0649      | ***                 | 0.725         | 1.1461       | ***                 |
|          | CSNA3  | -1.985        | -1.5145      | ***                 | 1.019         | 1.0725       |                     |
|          | GGBR4  | -1.868        | -1.6053      | *                   | 0.9814        | 1.1858       | **                  |
|          | USIM5  | -2.157        | -2.0353      |                     | 1.274         | 1.0696       | **                  |
|          | GOAU4  | -1.793        | -1.8433      |                     | 0.9412        | 1.0750       |                     |
|          | VALE3  | -2.02         | -1.1151      | ***                 | 0.7134        | 1.0781       | ***                 |
|          | CMIG4  | -2.062        | -1.6387      | ***                 | 0.9633        | 0.6352       | ***                 |
| N        | 1,756  | 1,221         | 535          | -                   | 1,221         | 535          | -                   |

Legend: \* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

Source: Authors Elaboration.

Note: the significant column represents the indications about structural change test, based in Qu (2008) and Oka and Qu (2011).

In general, we find that the parameters (constant and slope) of CoVaR model had statistically significant changes, regardless of the quantile evaluated. For example,

for the quantile 0.05 and assuming a significance level of 10%, we observed that 69% of companies' assets had alterations in at least one of the parameters. In the specific case of the reaction coefficient (slope), decisive parameter for the calculation of the marginal contribution of a distress in the market index on the firms' returns, we find that most companies (56%) had changes in this parameter. The slope parameter, according to Adrian and Brunnermeier (2011), measures the response of the VaR returns of asset firm  $i$  given the VaR returns of market.

Analyzing the coefficients of reaction between the two periods were statistically significant changes, we point out that in general compute the value at risk of the returns of firms became more sensitive to the value at risk of the Bovespa index returns. This result is observed in the three quantiles. The stocks with the highest variation were LAME4, VALE5 and VALE3, indicating that a distress on the market return is generating a greater effect on the value at risk of the firm. In the case of Americana stores (LAME4), we have some recent events that may have contributed to the sensitivity of their stocks to market fluctuations; an example was the bankruptcy filing made by Athenabanco Fomento Mercantil in the period after crisis. We also note that some firms had a negative change in response coefficient, like USIM5 and CMIG4 that showed consistently for the three quantile definitions less sensitive to the value at risk IBOV after economic crisis.

Another interesting result is that most of the companies' assets post-crisis had a response coefficient of greater than one unit, indicating that a financial distress on the market index affected more than proportionally the value at risk of each firm. This reflects a clear sign of financial instability environment created during the economic crisis 2007-2009.

Table 3 shows the stress test estimated for each financial paper traded in the domestic capital market of the sample, compared to a distress indicator in the domestic market, IBOV. More specifically, to assess the marginal contribution of a financial distress in the domestic market index on the vulnerability of the return of firm  $i$ .

**Table 3: Stress test for returns of companies' assets before and after economic crisis 2007-2009**

| Sector                   | Before Crisis (B)        |               |               |               | After Crisis (A) |               |               |
|--------------------------|--------------------------|---------------|---------------|---------------|------------------|---------------|---------------|
|                          | Assets                   | Quantile 0.01 | Quantile 0.05 | Quantile 0.10 | Quantile 0.01    | Quantile 0.05 | Quantile 0.10 |
| Oil, Gas and Biofuel     | <b>PETR4<sup>#</sup></b> | -3.722        | -2.751        | -1.903        | -3.226           | -2.119        | -1.601        |
|                          | <b>PETR3</b>             | -3.502        | -2.604        | -1.838        | -3.035           | -2.006        | -1.547        |
| Cyclical consumption     | <b>LAME4<sup>#</sup></b> | -2.510        | -1.921        | -1.343        | -4.996           | -2.441        | -1.747        |
| Non-cyclical consumption | <b>AMBV4<sup>#</sup></b> | -2.984        | -1.649        | -1.052        | -2.587           | -1.270        | -0.885        |
|                          | <b>PCAR4<sup>#</sup></b> | -3.549        | -2.072        | -1.415        | -3.076           | -1.596        | -1.190        |
|                          | <b>BBAS3</b>             | -4.565        | -2.935        | -2.072        | -3.957           | -2.260        | -1.743        |
| Financial                | <b>BBDC4<sup>#</sup></b> | -3.513        | -2.583        | -1.795        | -3.045           | -1.990        | -1.842        |
|                          | <b>ITSA4<sup>#</sup></b> | -3.482        | -2.451        | -1.835        | -3.018           | -2.336        | -1.876        |
|                          | <b>ITUB4<sup>#</sup></b> | -3.446        | -2.373        | -1.732        | -4.773           | -2.383        | -1.898        |
| Basic Material           | <b>VALE5<sup>#</sup></b> | -2.533        | -1.981        | -1.547        | -4.635           | -2.387        | -2.057        |
|                          | <b>CSNA3</b>             | -4.528        | -2.838        | -2.174        | -3.925           | -2.664        | -1.829        |
|                          | <b>GGBR4<sup>#</sup></b> | -4.458        | -2.840        | -2.094        | -3.864           | -2.188        | -2.129        |
|                          | <b>USIM5<sup>#</sup></b> | -5.319        | -3.629        | -2.719        | -1.829           | -2.175        | -1.920        |
|                          | <b>GOAU4<sup>#</sup></b> | -3.771        | -2.810        | -2.008        | -3.269           | -2.623        | -1.689        |
|                          | <b>VALE3</b>             | -2.792        | -1.958        | -1.522        | -4.581           | -2.348        | -1.935        |
| Public Utility           | <b>CMIG4<sup>#</sup></b> | -3.716        | -2.783        | -2.055        | -3.221           | -1.330        | -1.140        |

Source: Authors Elaboration.

*Note: the asset with symbol # means preferred stocks; the asset without symbol represents common stocks.*

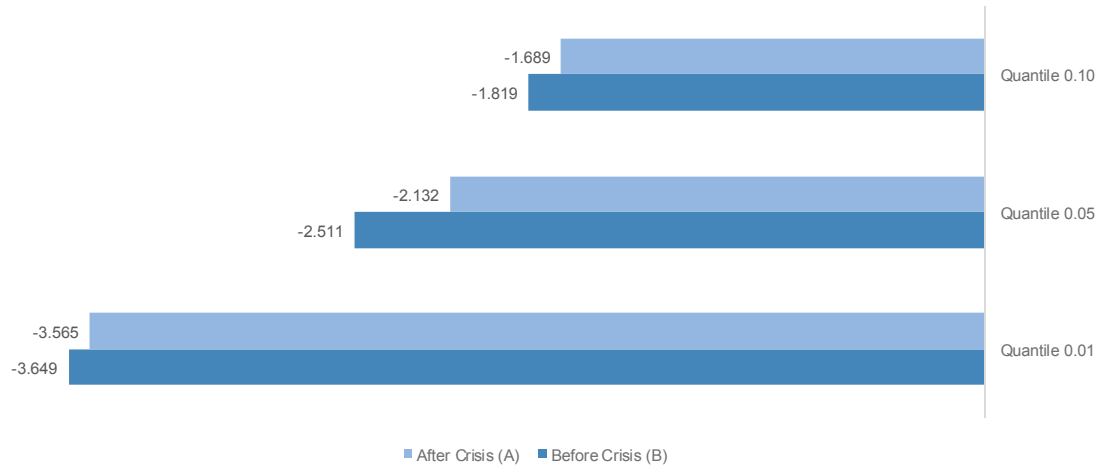
We can check in Table 3, initially, some consistency in the ordering of the stress test measure to each asset of the data, mainly before the crisis, independent of the quantile evaluated. The assets with higher stress effect caused by the market are: USIM5, BBAS3, CSNA3, GGBR4. Those information indicate that, in particular, assets of companies related to the basic materials sector were more susceptible to financial distress in the market index.

In general, the ranking of the stress test after crisis indicate that the assets more sensitive to a distress market are as follows: VALE5, ITUB4 and CSNA3. We can see the CSNA3 asset remained one of the most that value at risk of IBOV (in adverse context) affected the value at risk of the return of this firm.

When we verify the measures of stress tests post-crisis, we found that the ordering of assets becomes more unstable to the definition of quantile risk. For example, the return on assets of LAME4 was with greater stress for the first quantile, the third to the quantile 0.05 and ninth for the last quantile. This fact occurred due to the response coefficient that showed more sensibility to lower quantiles, where in the quantile 0.01 the response coefficient was 1.36, while in the other quantiles this parameter decreased strongly, respectively, 1.08 for the quantile 0.05 and 0.97 for the quantile 0.10. A variation of about 30% in the response coefficient between quantiles 0.10 and 0.01, reflecting directly in the ranking of the stress test.

The Figure 3 exhibits the average of stress test for returns of companies' assets in Brazilian Financial Market before and after crisis for different quantiles.

**Figure 3: Average of Stress test for returns of companies' assets in Brazilian Financial Market**

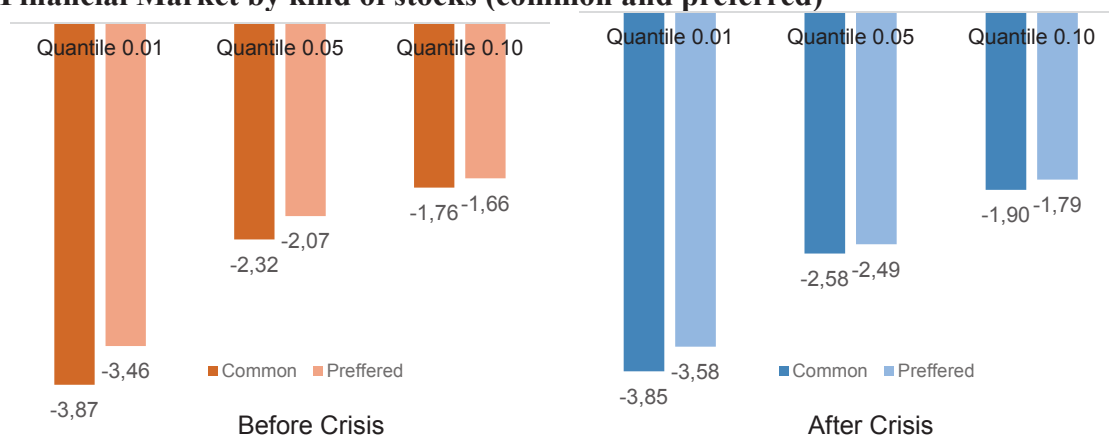


Source: Authors Elaboration.

The results of Figure 3 reinforce the idea that after the period of the American crisis the risk measure investigated in this study for Brazilian firms were impacted by adverse macroeconomic scenario. However, we note that, on average, the returns of firms were less stressed to changes in the value at risk of the domestic market, regardless of the definition of quantile risk. For the quantile 0.05, we observed a statistically significant difference over 15% in this indicator between before and after crisis, meaning a reduction of the marginal contribution of the value at risk of IBOV to the firms operating in the domestic market.

These results in reduction of the stress test after crisis remains also when considering the various types of assets (see Figure 4).

**Figure 4: Average of Stress test for returns of companies' assets in Brazilian Financial Market by kind of stocks (common and preferred)**



Source: Authors Elaboration.

In Figure 4, we see that for both common and preferred assets had reduced stress indicator after crisis. Thus, we highlight that firms operating in the Brazilian financial



market had, in general, a reduction in the stress test, independently of the quantile of risk and the type of stock (common or preferred), signaling the importance of calculating this indicator with structural changes.

## 5 - Conclusions

The main innovation of this work was to discuss through the construction of stress test with structural changes, the losses responses of each asset before and after economic crisis 2007-2009 in response to the returns of domestic market (IBOV), given by a financial distress in the returns of IBOV. The central results show that some of the reaction coefficient of the returns of firms operating in the Brazilian financial market had structural changes, as well as the value at risk of the market index decreased between the two periods. In general, the marginal contribution of financial distress in the market index, independently of the quantile evaluated, generated a lower stress on the returns of firms after the international crisis than before of this adverse macroeconomic context.

Therefore, the results of this study reinforce the importance of using risk indicators sensitive to potential changes, for example, in the economic or political context. As noted, the U.S. economic crisis of 2007-2009, cataloged by NBER, reduced indicators of stress in Brazil investigated period (until 2011), indicating a relative strengthening of the domestic financial market. When we do not consider structural changes in the parameters of risk measures, such as the works of Almeida, Frascaroli and Cunha (2012) and Araújo and Leão (2012) applying the methodology CoVaR to Brazil, we can under or overestimate the indicators.

## References

- Adrian, Tobias, & Brunnermeier, Markus K. (2011). CoVaR. *NBER Working Paper*, 17454, 1-43.
- Almeida, A., Frascaroli, Bruno & Cunha, Danilo (2012). Medidas de risco e matriz de contágio: uma aplicação do CoVaR para o mercado financeiro brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, 10(4), 551-584.
- Araújo, Gustavo & Leão, Sérgio (2013). *Risco Sistêmico no Mercado Bancário Brasileiro – Uma abordagem pelo método CoVaR*. Brasília-DF: Banco Central do Brasil, Trabalhos para Discussão, 307.
- Arias, Mauricio, Mendoza, Juan C. & Perez-Reyna, David (2010). Applying CoVaR to measure systemic market risk the Colombian case. *IFC Bulletin*, 34, 351-364.
- Burrows, P. M., & Cantrell, R. S. (1990). Specification errors and the Chow test An alternative view. *Economic Letters*, 34, 131–135.
- Buchinsky, Moshe (1998). Recent advances in quantile regression models a practical guideline for empirical research. *The Journal of Human Resources*, 33, 88-126.
- Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3), 591–605.

Dufour, J.-M. (1980). Dummy Variables and predictive tests for structural change. *Economic Letters*, 6, 241–247.

Fisher, Franklin M. (1970). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: An Expository Note. *Econometrica*, 38(2), 361-366.

Gujarati, D. (1970a). Use of Dummy Variables in Testing for Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions : A Note. *The American Statistician*, 24(1), 50–52.

Gujarati, D. (1970b). Use of Dummy Variables in Testing for Equality Between Sets of Coefficients in Linear Regressions : A Generalization. *The American Statistician*, 24(5), 18–22.

Koenker, Roger (2005). *Quantile regression*. Cambridge University Press, 349 p.

Koenker, Roger, & Bassett, Gilbert (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50.

Leavens, David (1945). H. Diversification of investments. *Trusts and Estates*, 80, 469-473.

Lima, Luiz. R., Gaglianone, Wagner P., Linton, Oliver, & Smith, Daniel (2011). Evaluating Value-at-Risk models via quantile regressions. *Journal of Business and Economic Statistics*, 29, 150-160.

NBER. National Bureau of Economic Research. US Business Cycle Expansions and Contractions. Available at: [www.nber.org/cycles.html](http://www.nber.org/cycles.html). Accessed: November 12, 2013.

Oka, T., & Qu, Z. (2011). Estimating structural changes in regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 162(2), 248–267.

Qu, Z. (2008). Testing for structural change in regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 146(1), 170–184.

## Appendix

**Table A1: Descriptive statistics of returns of the companies selected and market index from January 2003 to August 2011**

| Description                                      | Variable     | Total |        |           |          |         | Before Crisis |        |           |          |         | After Crisis |         |           |          |         |
|--------------------------------------------------|--------------|-------|--------|-----------|----------|---------|---------------|--------|-----------|----------|---------|--------------|---------|-----------|----------|---------|
|                                                  |              | Obs   | Mean   | Std. Dev. | Min      | Max     | Obs           | Mean   | Std. Dev. | Min      | Max     | Obs          | Mean    | Std. Dev. | Min      | Max     |
| Return of Ibovespa (market index)                | <b>IBOV</b>  | 1756  | 0.1001 | 1.5626    | -8.4307  | 5.7458  | 1221          | 0.1410 | 1.6320    | -6.8565  | 5.1589  | 535          | 0.0067  | 1.3881    | -8.4307  | 5.7458  |
| Return of preferred shares from Petrobrás        | <b>PETR4</b> | 1756  | 0.0957 | 1.8783    | -7.8846  | 13.2463 | 1221          | 0.1708 | 1.9441    | -6.8858  | 13.2463 | 535          | -0.0758 | 1.7079    | -7.8846  | 5.1790  |
| Return of common shares from Petrobrás           | <b>PETR3</b> | 1756  | 0.0887 | 1.9357    | -8.2302  | 13.4972 | 1221          | 0.1715 | 2.0024    | -7.4662  | 13.4972 | 535          | -0.1001 | 1.7612    | -8.2302  | 5.4583  |
| Return of preferred shares from Lojas Americanas | <b>LAME4</b> | 1756  | 0.2043 | 2.2865    | -8.6178  | 9.2288  | 1221          | 0.2563 | 2.3306    | -8.6178  | 9.0151  | 535          | 0.0858  | 2.1801    | -6.6569  | 9.2288  |
| Return of preferred shares from AMBEV*           | <b>AMBV4</b> | 1756  | 0.1171 | 1.6848    | -16.2071 | 6.0027  | 1221          | 0.1019 | 1.7608    | -16.2071 | 6.0027  | 535          | 0.1519  | 1.4982    | -4.7602  | 5.7433  |
| Return of preferred shares from Pão de Açúcar    | <b>PCAR4</b> | 1756  | 0.0340 | 2.0419    | -8.0592  | 11.9030 | 1221          | 0.0115 | 2.1335    | -7.8605  | 8.7112  | 535          | 0.0853  | 1.8167    | -8.0592  | 11.9030 |
| Return of common shares from Banco do Brasil     | <b>BBAS3</b> | 1756  | 0.1633 | 2.2990    | -9.0560  | 14.3303 | 1221          | 0.2092 | 2.4815    | -9.0560  | 14.3303 | 535          | 0.0586  | 1.8130    | -7.1204  | 7.2921  |
| Return of preferred shares from Bradesco         | <b>BBDC4</b> | 1756  | 0.1290 | 1.9372    | -9.2210  | 8.4342  | 1221          | 0.1716 | 2.0374    | -7.0388  | 8.4342  | 535          | 0.0319  | 1.6841    | -9.2210  | 5.6333  |
| Return of preferred shares from Itaú (S.A.)      | <b>ITSA4</b> | 1756  | 0.1352 | 1.9402    | -11.5907 | 7.6283  | 1221          | 0.1863 | 1.9832    | -5.5994  | 7.6283  | 535          | 0.0188  | 1.8346    | -11.5907 | 6.4162  |
| Return of preferred shares from Itaú-Unibanco    | <b>ITUB4</b> | 1756  | 0.1107 | 1.9593    | -10.2225 | 7.9385  | 1221          | 0.1572 | 2.0127    | -5.9983  | 7.9385  | 535          | 0.0046  | 1.8292    | -10.2225 | 6.6249  |
| Return of preferred shares from Vale do Rio Doce | <b>VALE5</b> | 1756  | 0.1352 | 2.0065    | -9.6205  | 8.2377  | 1221          | 0.1663 | 2.0781    | -8.2618  | 7.4435  | 535          | 0.0641  | 1.8325    | -9.6205  | 8.2377  |
| Return of common shares from Cia. Sid.Nacional   | <b>CSNA3</b> | 1756  | 0.1492 | 2.3446    | -12.4014 | 8.6328  | 1221          | 0.2398 | 2.4875    | -9.1044  | 8.6328  | 535          | -0.0576 | 1.9668    | -12.4014 | 8.1068  |
| Return of preferred shares from Gerdau (S.A.)    | <b>GGBR4</b> | 1756  | 0.1166 | 2.3157    | -11.6154 | 9.8495  | 1221          | 0.2010 | 2.3350    | -11.6154 | 8.3844  | 535          | -0.0759 | 2.2612    | -11.4337 | 9.8495  |
| Return of preferred shares from Usiminas         | <b>USIM5</b> | 1756  | 0.1641 | 2.7014    | -13.6324 | 12.3593 | 1221          | 0.2754 | 2.8349    | -13.6324 | 9.6228  | 535          | -0.0898 | 2.3518    | -6.6656  | 12.3593 |
| Return of preferred shares from Gerdau           | <b>GOAU4</b> | 1756  | 0.1361 | 2.2294    | -9.5714  | 9.4811  | 1221          | 0.2286 | 2.2084    | -9.5714  | 8.9612  | 535          | -0.0750 | 2.2647    | -8.6146  | 9.4811  |
| Return of common shares from Vale do Rio Doce    | <b>VALE3</b> | 1756  | 0.1381 | 2.0869    | -10.0072 | 8.5019  | 1221          | 0.1755 | 2.1666    | -8.6561  | 7.3489  | 535          | 0.0529  | 1.8916    | -10.0072 | 8.5019  |
| Return of preferred shares from CEMIG**          | <b>CMIG4</b> | 1756  | 0.1202 | 2.1834    | -7.9631  | 10.0889 | 1221          | 0.1467 | 2.4149    | -7.9631  | 10.0889 | 535          | 0.0597  | 1.5293    | -7.0242  | 4.7667  |

Source: Authors elaboration from database of Economatica.

\*AMBEV= *Beverages Company of the Americas*; \*\*CEMIG= *Energy Company of Minas Gerais*

# PERDA DE COMPETITIVIDADE DA INDÚSTRIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE 2003-2012: O EFEITO DOS PREÇOS RELATIVOS NO BRASIL

Luiz Antônio de Lima Junior<sup>\*</sup>  
Claudio R. F. Vasconcelos<sup>\*\*</sup>

## Resumo

Este artigo objetiva analisar a questão se o aumento de preços no setor de bens não comercializáveis tem contribuído para a perda de competitividade do setor manufatureiro no Brasil. Para tanto empregou-se a abordagem de cointegração do Teste de Fronteira de Pesaran (2001) para estabelecer a relação de longo prazo entre as exportações de manufaturados do Brasil para os EUA e os preços relativos entre setores e entre países. O período de análise foi de 2003 a 2013 com periodicidade mensal. Os principais resultados do trabalho são que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis sugeridas pela teoria, a saber: exportações, taxa de câmbio, renda externa e preços relativos. Entretanto, algumas variáveis tiveram sinal diferente do esperado. Uma possível resposta para o desencontro entre a teoria e a verificação empírica pode estar no fato de a economia dos EUA também sofreu o efeito do diferencial dos preços relativos. Outra hipótese do desencontro estaria na queda expressiva da participação dos EUA como destino das exportações de manufaturados do Brasil no período analisado.

## Abstract

This paper investigated the issue of the increase in the price on the no tradable sector affecting the competitiveness of Brazilian industry. The article used the approach of time series, through cointegration method of Pesaran et.al (2001) for long run relationship between manufactured exports from Brazil to the U.S. The period of analysis was from 2003 to 2013, with monthly data. The study showed that the variables suggested by the theory do cointegrate, but some variables have different sign than expected, failing to explain econometrically what theory suggests and what the data support. One answer to the mismatch between theory, data and econometric estimation could be explained by the fact that the economy analyzed with Brazil, the U.S., also suffered from the effect of the differential in relative prices in it industry. Another possibility would be the significant decrease of U.S. participation as the destination of manufactured exports from Brazil in this period.

**Palavras-chave:** Preços relativos, indústria, exportações, cointegração.

**Key Word:** Relative price, industry, export, cointegration.

**JEL:** F14; F10; E31.

---

<sup>\*</sup> Doutorando do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF. E-mail: luiz.lima.j@bol.com.br.

<sup>\*\*</sup> Prof. do Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada – PPGEA da Faculdade de Economia da UFJF. E-mail: claudio.foffano@ufjf.edu.br

## 1. Introdução

O Brasil apresentou um quadro de apreciação da taxa de câmbio entre 2003-2012<sup>1</sup> e esta apreciação tem sido apontada na literatura como a principal causa da perda de competitividade da indústria brasileira (Bresser-Pereira, 2008). Assim, a valorização do câmbio real tem levado alguns analistas a pensar que o Brasil possa estar sofrendo do fenômeno de desindustrialização ocorrido na Holanda na década de 60 do século passado<sup>2</sup>.

Neste contexto de perda de competitividade do setor manufatureiro, o governo brasileiro tem adotado uma meta de inflação elevada, se comparada com vários países que adotam o regime de Metas de Inflação. De acordo com Freitas (2009) em uma seleção de 18 países que adotam o regime de metas de inflação, nenhum tinha um teto da meta maior do que o do Brasil, de 6,5% para o ano de 2008. Além disso, o Banco Central no período (2003-2013) conseguiu apenas em três anos (2006, 2007 e 2009) colocar a inflação à baixo do centro da meta. Portanto, ao adotar esta política econômica, o governo brasileiro estaria subestimando os possíveis efeitos de altas taxas de inflação sobre a competitividade da indústria manufatureira.

A participação do setor de serviços no PIB cresceu entre 2003-2012 em detrimento das participações da indústria e da agropecuária<sup>3</sup>. Isto ocorreu em um momento de crescimento econômico com grande queda na taxa de desemprego, que passou de 12,3% em 2003 para 6,7% em 2010, enquanto a PEA (população economicamente ativa), expandia a uma taxa de 1,6%<sup>4</sup>.

Nesta conjuntura de fortalecimento do mercado de trabalho, juntamente com a política de reajuste real sobre o salário mínimo, os preços da mão de obra na economia brasileira têm crescido muito. De acordo com dados do Ministério do Trabalho, enquanto o salário mínimo teve um aumento real de 72% no período de 2003 à 2012, o rendimento real dos trabalhadores de carteira assinada teve um incremento de 27%.

Considerando que o setor de serviços se caracteriza como ofertante de bens não comercializáveis, *nontradable*, aumentos salariais são possíveis sem perda de competitividade. Entretanto, com relação ao setor de bens comercializáveis, *tradable*, que são a indústria e a agropecuária, a competitividade é gerada em meio a um mercado externo. Então os preços praticados no mercado internacional influenciam a concorrência desses setores.

Neste caso, existe a possibilidade do efeito de preços relativos afetarem a competitividade da indústria brasileira no período de 2003-2013. Setores mais competitivos vêm demandando recursos, como mão de obra, fazendo com que os preços do mesmo aumentem. O forte aumento dos salários, baseado na demanda por mão de obra, foi repassado ao consumidor pelo setor de serviços. Enquanto no setor de *tradables*, os aumentos salariais puderam ser repassados para o consumidor apenas na agropecuária e na indústria de extrativa mineral (setores ligados diretamente às *commodities*), devido ao forte aumento do preço dos mesmos no mercado internacional. Entretanto, no setor de indústria de transformação brasileira os aumentos de custos não puderam ser repassados ao consumidor dado que os preços internacionais dos produtos deste setor tiveram forte queda.

---

<sup>1</sup> A taxa de câmbio R\$/US\$ passou de 3,43 em janeiro de 2003 para 2,34 em dezembro de 2013. Com a taxa de câmbio estando em patamares de 1,59 em julho de 2008 e 1,56 em julho de 2011.

<sup>2</sup> Mais informações sobre este a Doença Holandesa podem ser encontradas em Schwartzman (2006).

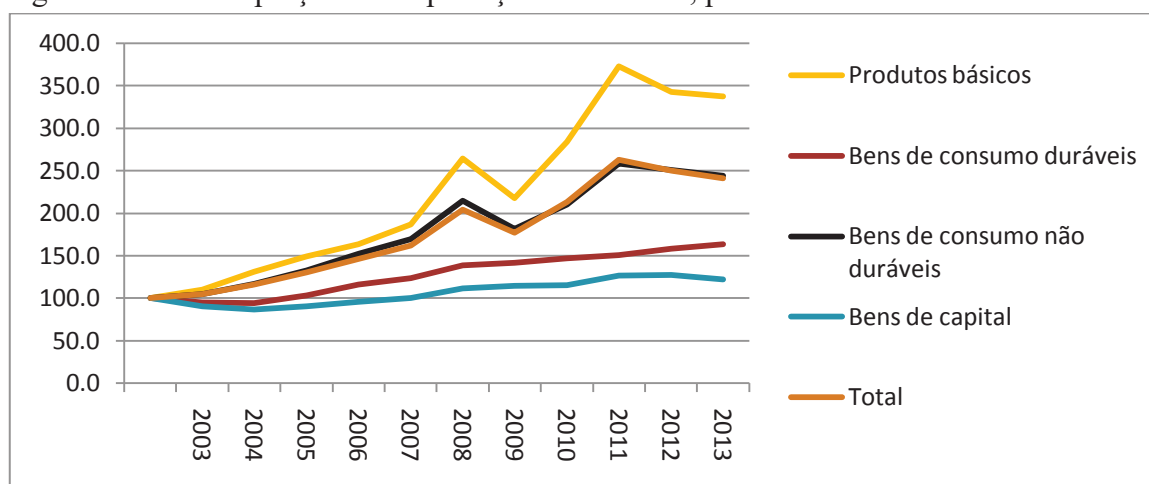
<sup>3</sup> Em 2003 a participações no PIB brasileiro da agropecuária, indústria e serviços eram 7,39%, 27,85 e 64,77%, respectivamente, e passam para 5,24%, 26,29% e 68,47% em 2012 (IBGE)

<sup>4</sup> Garcia (2013).

De acordo com Salazar et.al (2010), considerando que os preços dos bens *tradables* tende a se igualar no mercado internacional, uma elevação relativa do preço dos bens não comercializáveis causaria uma apreciação cambial relativa a teoria da paridade do poder de compra. Ainda segundo os autores, este efeito ficou conhecido como Efeito Balassa-Samuelson, com referência à Samuelson (1964) e Balassa (1964).

Como pode ser observado na Figura 1, enquanto ocorreu um forte aumento no índice preços das exportações dos produtos básicos, no período de 2003-2012, incentivado pela demanda chinesa por *commodities*, não ocorreu um aumento na mesma intensidade com relação aos produtos manufaturados, bens de capital, bens de consumo duráveis e não duráveis.

Figura 1. Índice de preços das exportações brasileiras, por setores.



Fonte: Figura elaborada pelo autores com dados do trabalho.

Os preços das exportações dos produtos básicos foi o único que cresceu mais do que o preço do total das exportações. Enquanto o preço da exportação dos produtos de consumo não duráveis cresceu no mesmo nível das exportações, o preço das exportações dos bens de consumo duráveis e de capital cresceu bem menos do que o das exportações totais.

Existem várias teorias com relação à formação da taxa de câmbio nos países<sup>5</sup>. Já que o nível de preço das exportações como um todo é um importante fator de variabilidade da taxa de câmbio nominal, o diferencial inflacionário é um importante fator de variabilidade real. Uma vez que o Brasil passou por um período de apreciação da taxa de câmbio nominal entre 2003-2012, e sendo que a inflação do Brasil têm sido constantemente acima dos seus principais parceiros comerciais, a taxa de câmbio real se apreciou muito mais.<sup>6</sup> Porém, uma vez que o setor de bens duráveis e de bens de capital teve um aumento de preços de exportação inferior ao das exportações em geral, a perda de competitividade destes setores foi grande.

Como pode ser observado na Figura 2, o IPCA do setor de bens *não-tradables* e do setor de serviços teve um aumento maior de 2003-2013 do que o do setor de bens *tradables*. É possível inferir o setor de bens *tradables*, que inclui as bens não duráveis e não duráveis (ligados à *commodities*), teve aumento de 72%. Enquanto isso a variação do IPCA dos bens de consumo não duráveis teve uma variação positiva do IPCA de

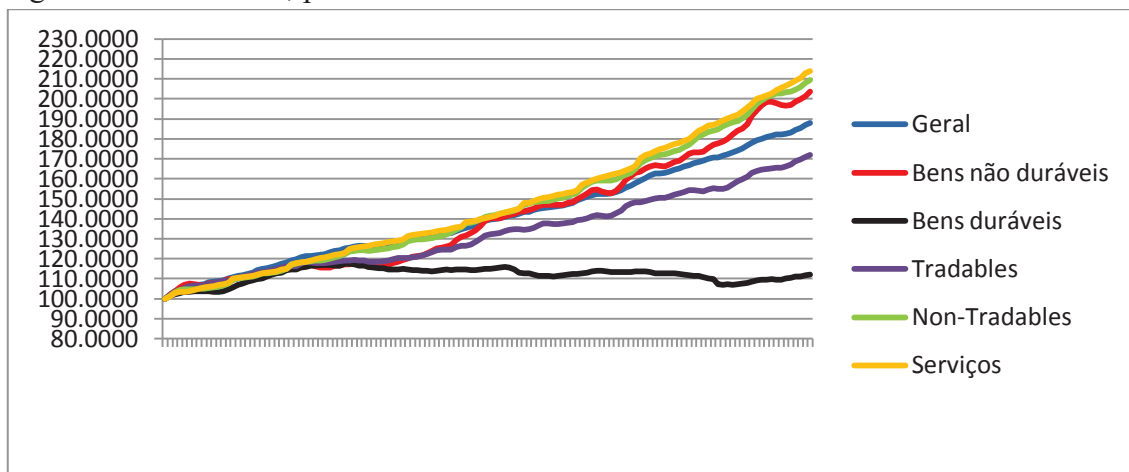
<sup>5</sup> Para mais detalhes sobre as teorias, consultar Macdonald (2007).

<sup>6</sup> A valorização da taxa de câmbio nominal no Brasil foi de 37%, enquanto isso a inflação acumulada no Brasil foi de 75%, já a inflação acumulada no mundo foi de 49%.



103% enquanto os bens duráveis um aumento de apenas 12%. Este fato corrobora a perda de competitividade da indústria nacional frente ao mercado externo, uma vez que os preços de bens duráveis tiveram um aumento de menos de 15% no período, enquanto o IPCA geral teve um aumento de 88%. A instabilidade cambial que acontece no Brasil permitiu uma mudança nos preços relativos de bens *tradables* versus bens *não-tradables*, que favoreceu o setor de serviços.<sup>7</sup>

Figura 2. Índice IPCA, por setores.



Fonte: Figura elaborada pelo autor com dados do trabalho.

Desta forma, a questão chave a ser investigada deste trabalho é se o aumento de preços no setor de bens não comercializáveis, tem contribuído para a perda de competitividade do setor manufatureiro no Brasil, no período de 2003 até 2013. Para tanto empregou-se a abordagem de cointegração do Teste de Fronteira de Pesaran (2001) para estabelecer a relação de longo prazo entre as exportações de manufaturados do Brasil para os EUA e os preços relativos entre setores e entre países.

Não foi encontrada na literatura consultada a análise de decomposição dos preços de *tradables* e *nontradables* na taxa de câmbio real afetando as exportações de manufaturados do Brasil. Portanto, o trabalho agrega a literatura nacional tal abordagem.

Além desta introdução, a seção 2 apresenta as relações entre a taxa de câmbio real e os preços relativos; na seção 3 especificou-se o modelo e o processo de estimação; na seção 4 está a análise dos resultados e por fim, na seção 5, estão as considerações finais

## 2. As relações entre a taxa de câmbio real e os preços relativos dos bens comercializáveis e dos bens não comercializáveis

Para teoria econômica, segundo Alexandre e Bação (2012), bens *nontradables* não são expostos à competição no mercado internacional. Este fato implicaria na distinção entre o comportamento dos preços dos bens comercializáveis e dos bens não comercializáveis. Ainda segundo os autores, o preço do primeiro dependeria da demanda e oferta doméstica, enquanto o preço do segundo estaria ligado à teoria do preço único.

<sup>7</sup>Nakano (2013).

O efeito Balassa-Samuelson têm como hipótese central, de acordo com que existe uma diferença na produtividade entre setores de bens *tradables* e *nontradable* em um mesmo país e também existe este diferencial entre países. Porém segundo o autor o diferencial de produtividade no setor de *nontradables* entre os países é maior do que do setor de *tradables*, visto que, este último enfrenta um mercado externo competitivo.

Para Vasconcelos (2004) este efeito é uma alternativa aos desvios da teoria da paridade do poder de compra. Já que ele relacionaria os movimentos entre a taxa de câmbio real de longo prazo e os preços relativos dos bens *nontradables*.

Como foi demonstrada na introdução, a participação do setor de serviços no PIB brasileiro é maior do que 60%. Este setor está tendo um aumento do nível de preços maior do que o nível de preços geral da economia, e este tem permanecido acima do nível de preços industriais. Então existe a possibilidade de sobreapreciação da taxa de câmbio real da indústria, com relação a taxa de câmbio real da economia.

As taxas de variação do preço dos bens e serviços *nontradables* não seguem os demais preços livres da economia. Segundo Salazar et.al (2010) a política monetária exerce uma maior influência no índice de preço dos bens *nontradables*, enquanto a taxa de câmbio exerce uma maior influência nos índices de preços dos bens *tradables*. Ainda segundo os autores uma elevação nos preços relativos dos bens não comercializáveis, acarretaria uma apreciação da taxa de câmbio real, uma vez que ambos competiriam por fatores de produção domésticos.

O mercado de trabalho aquecido eleva os salários. O setor de serviços protegido da concorrência externa repassa o custo salarial, uma vez que o setor de serviços tem grande participação no PIB, este repasse é refletido na inflação. Já que a indústria não consegue repassar o aumento de custo, ela enfrenta queda de produtividade e reduz o investimento. Segundo D'Agostini et.al (2009), aumentos nos preços dos bens *nontradables* causam aumentos na inflação. Ainda segundo os autores, um país com um mercado aquecido, comparativamente com seus parceiros comerciais, teria uma taxa de câmbio mais apreciada.

### 3. Especificação do modelo e processo de estimação

#### 3.1. Modelo teórico

Considerando a premissa de que a teoria da paridade do poder de compra, PPC, seja válida somente para os bens *tradables*, existe uma relação entre preços dos bens *tradables* do Brasil,  $P_T$ , e os preços dos bens *tradables* no mercado internacional,  $P_T^*$ . Esta relação é evidenciada pela equação (1), em que  $E$  é a taxa de câmbio nominal da economia expressa em termos de unidades de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira:

$$P_T = EP_T^* \quad (1)$$

Porém, uma questão que se põe é que a teoria da PPC, segundo Enders (2010), pressupõe que o logaritmo natural da taxa de câmbio real da economia,  $r$ , se dá pela diferença entre o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal,  $e$ , e o diferencial inflacionário entre os logaritmos naturais dos índices de preços interno,  $p$ , e externo,  $p^*$ , como pode ser visto na equação 2. Por esta equação pode-se observar que o câmbio real pode se valorizar, se a inflação interna for maior do que a externa dada a taxa de câmbio nominal ou se a taxa de câmbio nominal se valorizar dado o diferencial de preços, ou ambos.

$$r = e - (p - p^*) \quad (2)$$

Entretanto, segundo Obstfeld e Rogoff (1996) a teoria da PPC dificilmente é comprovada, uma vez que existem custos de transportes barreiras comerciais e estruturas de mercado não competitivo (em que os bens não comercializáveis seriam incluso). Outro motivo apontado pelos autores é que diferenças de produtividade internacional e setorial (entre bens *tradables* e *nontradables*) acarretam desvios na PPC.

Com respeito a inclusão de bens não comercializáveis na análise da validade da PPC, de acordo com Ouyang e Rajan (2012) outra forma de se decompor a taxa real de câmbio seria dividir o índice de preços nos componentes de *tradables* e *nontradables*, equações (3) e (4):

$$p = (1 - \alpha)p^T + \alpha p^N \quad (3)$$

$$p^* = (1 - \beta)p^{*T} + \beta p^{*N} \quad (4)$$

Em que  $p$  e  $p^*$  representam o logaritmo natural do nível de preços interno e externo e  $p^T$ ,  $p^N$ ,  $p^{*T}$  e  $p^{*N}$ , são os logaritmos naturais dos índices de preços do interno e externo de *tradables* e *nontradables*, respectivamente.

Ainda de acordo com Ouyang e Rajan (2012) a taxa de câmbio real pode ser escrita, substituindo as equações (3) e (4) na equação (2), como a soma dos preços relativos dos bens *tradables* entre as economias (a) e os preços relativos dos setores *tradables* e *nontradables* em uma mesma economia (b), equação (5).

$$r = e + \underbrace{p^{*T} - p^T}_{(a)} + \underbrace{\beta(p^{*N} - p^{*T}) - \alpha(p^N - p^T)}_{(b)} \quad (5)$$

Para estimar o efeito que os preços relativos estão tendo na indústria brasileira, usou-se a abordagem de função exportação de bens manufaturados usando o modelo empregado por Verheyen (2013), que está especificado pela equação (6).

$$x = c + y^* + r \quad (6)$$

Onde  $x$  representa as exportações de bens manufaturados,  $c$  é uma constante e  $y^*$  é a demanda externa e  $r$  é a taxa de câmbio real. Fazendo a substituição da equação (5) na equação (6), chegamos a uma função de exportação, equação (7), que leva em conta o efeito do diferencial de inflação entre países e o efeito do diferencial de variação de preço entre setores.

$$x = c + y^* + e + p^{*T} - p^T + \beta(p^{*N} - p^{*T}) - \alpha(p^N - p^T) \quad (7)$$

É esperada uma relação positiva entre a demanda externa ( $y^*$ ) e as exportações, uma vez que quanto mais a demanda externa cresce, mais bens um país exporta. A taxa de câmbio nominal ( $e$ ) também teria uma relação positiva, uma vez que quanto mais ela está desvalorizada, *ceteris paribus*, mais competitivas são as exportações.

Para os preços dos bens *tradables* externo, é esperado um sinal positivo enquanto o seu par interno ( $p^T$ ) é aguarda uma relação negativa do segundo. Isso ocorre, já que, o aumento dos preços externos, *ceteris paribus*, deixaria as exportações mais competitivas. Já o aumento dos preços internos deixaria as exportações menos competitivas, se os preços externos estiverem constantes.

Com relação ao ( $\beta$ ), que representa a diferença entre os preços dos bens *tradables* e *nontradables* no exterior, é sugerida que teria uma relação positiva com as exportações nacionais, uma vez que significaria uma depreciação da taxa de câmbio real. Já ( $\alpha$ ) que relaciona a diferença entre os bens no mercado interno teria uma relação negativa, uma vez que quanto maior for o aumento relativo dos preços dos bens *nontradables* com relação aos bens *tradables*, maior seria a apreciação da taxa de câmbio real.

### 3.2 Estratégia empírica

No presente trabalho empregou-se a abordagem do Teste de Fronteira de Pesaran *et al.* (2001) para determinação das relações de longo prazo estabelecidas na equação (7). Pesaran *et al.* (2001) desenvolvem uma abordagem baseada em modelos autorregressivos de defasagem distribuída<sup>8</sup>, ARDL, que permite testar a relação de longo prazo entre a variável dependente e um conjunto de variáveis independentes, a despeito da ordem de integração das variáveis, I(0) ou I(1).

Inicialmente, Pesaran *et al.* (2001) partem de um vetor auto-regressivo de ordem  $p$  (VAR(p)) na forma de um modelo de correção de erros vetorial VECM dado por:

$$\Delta \mathbf{Z}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 t + \mathbf{Z} \Pi \mathbf{Z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{Z}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (8)$$

Os autores assumem então que o vetor  $\mathbf{Z}_t$  de ordem  $k+1$  pode ser decomposto em um vetor  $(y_t, \mathbf{X}_t)$ , onde  $\mathbf{X}_{k \times 1}$ , e concentram-se na análise do modelo de correção de erros condicional dado por:

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Psi}'_i \Delta \mathbf{Z}_{t-i} + \boldsymbol{\omega}' \Delta \mathbf{X}_t + \mathbf{u}_t \quad (9)$$

Assim, Pesaran *et al.* (2001) propõem o teste da hipótese conjunta de que  $\pi_{yy} = 0$  e  $\pi_{yx} = 0$ , ou seja, de ausência da relação em nível entre as variáveis  $y_t$  e  $\mathbf{X}_t$ . Os autores constroem dois conjuntos (extremos) assintóticos de valores críticos: um conjunto (extremo superior) assume que todos os regressores são integrados de ordem um, I(1); outro (extremo inferior) assume que não são integrados, I(0). Caso o valor calculado da estatística do teste se situe na região entre os limites inferior ou superior, há a necessidade da determinação da ordem de integração das variáveis antes de se proceder a análise. Na prática, o teste consiste na estimação da equação (9) e na utilização de um teste F para testar a significância de  $\pi_{yy} = 0$  e  $\pi_{yx} = 0$ , onde os valores críticos são dados nas tabelas CI.i a CI.v em Pesaran *et al.* (2001, p.300) as quais provem dois conjuntos de valores críticos assintóticos para a estatística F cobrindo cinco diferentes especificações de termos determinísticos possíveis para a equação (9)<sup>9</sup>. Considerando a especificação teórica proposta na equação (7) empregou-se o modelo com intercepto irrestrito e sem tendência, o caso (iii).

### 3.3 Dados

Para testar o possível efeito que a taxa de inflação esta tendo na indústria, foi escolhida a variável exportação dos bens manufaturados como variável dependente. E

<sup>8</sup> Para maiores detalhes sobre modelos ARDL ver Enders (2010) e Hendry (1995).

<sup>9</sup> Quais sejam: (i) sem intercepto e tendência; (ii) intercepto restrito ao vetor de cointegração e sem tendência; (iii) intercepto irrestrito no modelo e sem tendência; (iv) intercepto irrestrito no modelo e tendência restrita ao vetor de cointegração; (v) intercepto e tendência irrestritos.

foi escolhido os Estados Unidos como o mercado externo, uma vez que eles possuem o maior PIB do mundo e foi o principal destino das exportações brasileiras, neste período<sup>10</sup>.

O efeito que a inflação estaria tendo na indústria brasileira foi testado, a partir da equação (6), que traria o efeito do diferencial de inflação entre setores para a taxa de câmbio real e pela equação (7) que traria este efeito nas exportações de produtos manufaturados do Brasil. O Quadro 1 traz as variáveis usadas no modelo, suas descrições, resultados esperados e as fontes.

Os dados usados no trabalho têm a periodicidade mensal, abrangendo o período entre janeiro de 2003 até dezembro de 2013, totalizando 132 observações. A exportação de produtos manufaturados, que tiveram forte queda na pauta de exportações brasileiras no período de 2003 à 2012<sup>11</sup>, foi a variável usada para representarmos a indústria. Como *proxy* da renda interna dos EUA, usamos a sua produção industrial (dessazonalizada). A taxa de câmbio usada foi o valor médio do “dólar comercial” de compra.

Como *proxy* para os preços dos bens *tradables* e *nontradables* foram usados respectivamente, o IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) dos bens duráveis e o IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) dos serviços no caso do Brasil. Para os EUA foram usadas como *proxy* para os preços dos bens *tradables* e *nontradables* foram usados respectivamente, o PIPCE (*Price Indexes for Personal Consumption Expenditures*) dos bens duráveis e o PIPCE serviços.

QUADRO 1. Descrição das variáveis usadas no modelo econométrico

| Variável | Descrição                                                           | Unidade             | Fonte          |
|----------|---------------------------------------------------------------------|---------------------|----------------|
| $x^+$    | Exportações de Produtos Manufaturados do Brasil para os EUA         | U\$S                | MDIC*          |
| $y^{*+}$ | Renda Interna dos EUA                                               | Março de 1999 = 100 | Fed St.Louis** |
| $e$      | Taxa de câmbio nominal real/dólar.                                  | Março de 1999 = 100 | IPEADATA       |
| $p^{*T}$ | Taxa de variação dos preços dos bens <i>tradables</i> dos EUA.      | Março de 1999 = 100 | Fed St.Louis** |
| $p^T$    | Taxa de variação dos preços dos bens <i>tradables</i> do Brasil.    | Março de 1999 = 100 | IPEADATA       |
| $p^{*N}$ | Taxa de variação dos preços dos bens <i>nontradables</i> dos EUA.   | Março de 1999 = 100 | Fed St.Louis** |
| $p^N$    | Taxa de variação dos preços dos bens <i>nontradables</i> do Brasil. | Março de 1999 = 100 | IPEADATA       |

Fonte: Quadro elaborado pelos autores com dados do trabalho.

\*Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio, \*\*Federal Reserve Board. + As variáveis fora dessazonalizadas pelo método X12. As exportações foram deflacionadas pelo IPA –EUA.

<sup>10</sup> Em 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, a participação dos EUA como destino das exportações do Brasil foram, respectivamente: 22,8%; 20,7%; 18,9%, 17,8%; 15,6%; 14,8%; 15,6%; 9,5%; 10% e 11%. Apenas nos últimos três anos é que a China foi o maior destino das exportações brasileiras.

<sup>11</sup> A participação das manufaturas nas exportações brasileiras, passou de 54,32% em 2003 para 37,39% em 2012.

#### 4. Resultados

Inicialmente, procedeu-se o teste de raiz unitária Ng-Perron e DF-GLS a fim de verificar se as variáveis são estacionárias em nível. A hipótese nula dos testes é que existe raiz unitária, ou seja, as variáveis não são estacionárias. A tabela 1 e 2 traz os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis modelo estimado, equação 7.

Tabela 1. Teste DF-GLS com as variáveis em nível.

| Variável | Tipo                   | Lags | Critério de Informação | Coeficiente |
|----------|------------------------|------|------------------------|-------------|
| $y^*$    | Intercepto + Tendência | 4    | AIC                    | -2.61       |
| $x$      | Intercepto + Tendência | 3    | AIC                    | -2.19       |
| $e$      | Intercepto             | 1    | AIC                    | -0.77       |
| $p^{*T}$ | Intercepto + Tendência | 2    | AIC                    | -1.68       |
| $p^T$    | Intercepto + Tendência | 3    | AIC                    | -1.28       |
| $p^{*N}$ | Intercepto + Tendência | 2    | AIC                    | -0.49       |
| $p^N$    | Intercepto + Tendência | 12   | AIC                    | -2.25       |

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

\*\*\*Significativo a um nível de 1%. \*\*Significativo a um nível de 5%. \*Significativo a um nível de 10%

Tabela 2. Teste Ng-Perron com as variáveis em nível.

| Variável | Tipo                   | Lags | MZA       | MZT      | MSB     | MPT     |
|----------|------------------------|------|-----------|----------|---------|---------|
| $y^*$    | Intercepto + Tendência | 4    | -22.92**  | -3.36**  | 0.14**  | 4.10**  |
| $x$      | Intercepto + Tendência | 3    | -2.68     | -1.11    | 0.41    | 32.56   |
| $e$      | Intercepto             | 1    | -1.07     | -0.67    | 0.63    | 20.50   |
| $p^{*T}$ | Intercepto + Tendência | 2    | -5.94     | -1.71    | 0.28    | 15.32   |
| $p^T$    | Intercepto + Tendência | 3    | -3.66     | -1.30    | 0.35    | 24.20   |
| $p^{*N}$ | Intercepto + Tendência | 2    | -1.06     | -0.54    | 0.51    | 54.33   |
| $p^N$    | Intercepto + Tendência | 12   | -45.93*** | -4.70*** | 0.10*** | 2.43*** |

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

\*\*\*Significativo a um nível de 1%. \*\*Significativo a um nível de 5%. \*Significativo a um nível de 10%

De acordo com as Tabelas 1 e 2, com exceção das variáveis  $y^*$  e  $p^N$  no teste Ng-Perron, nenhuma variável foi I(0). Então foram executados os testes DF-GLS e Ng-Perron nas primeiras diferenças. O resultado está presente nas Tabelas 3 e 4.

Tabela 3. Teste DF-GLS com as variáveis na primeira diferença.

| Variável | Tipo                   | Lags | Critério de Informação | Coeficiente |
|----------|------------------------|------|------------------------|-------------|
| $y^*$    | Intercepto + Tendência | 4    | AIC                    | -2.63       |
| $x$      | Intercepto + Tendência | 12   | AIC                    | -1.91       |
| $e$      | Intercepto             | 8    | AIC                    | -1.64*      |
| $p^{*T}$ | Intercepto + Tendência | 0    | AIC                    | -8.11***    |
| $p^T$    | Intercepto + Tendência | 2    | AIC                    | -3.47**     |
| $p^{*N}$ | Intercepto + Tendência | 0    | AIC                    | -6.67***    |
| $p^N$    | Intercepto + Tendência | 12   | AIC                    | -1.88       |

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

\*\*\*Significativo a um nível de 1%. \*\*Significativo a um nível de 5%. \*Significativo a um nível de 10%



Tabela 4. Teste Ng-Perron com as variáveis na primeira diferença.

| Variável | Tipo                   | Lags | MZA      | MZT     | MSB    | MPT    |
|----------|------------------------|------|----------|---------|--------|--------|
| $y^*$    | Intercepto + Tendência | 4    | -7.75    | -1.96   | 0.25   | 11.76  |
| $x$      | Intercepto + Tendência | 12   | 0.43     | 0.59    | 1.36   | 379.69 |
| $e$      | Intercepto             | 8    | -3.64    | -1.34   | 0.36   | 6.71   |
| $p^{*T}$ | Intercepto + Tendência | 10   | -5.70    | -1.55   | 0.27   | 15.71  |
| $p^T$    | Intercepto + Tendência | 3    | -19.33** | -3.03** | 0.15** | 5.16** |
| $p^{*N}$ | Intercept + Trend      | 6    | -9.92    | -2.18   | 0.22   | 9.37   |
| $p^N$    | Intercepto + Tendência | 12   | 0.76     | 1.63    | 2.14   | 954.82 |

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

\*\*\*Significativo a um nível de 1%. \*\*Significativo a um nível de 5%. \*Significativo a um nível de 10%

De acordo com as Tabelas 3 e 4,  $p^{*T}$  e  $p^{*N}$  são I(1) pelo teste DF-GLS e  $p^T$  foi I(1) nos dois testes a um nível de 5% de significância. Olhando a evolução das duas variáveis exportações e a taxa de câmbio nominal ( $x$  e  $e$ ), que não foram I(0) ou I(1) em nenhum dos dois testes a um nível de pelo menos 5% de significância, é possível visualizar quebras estruturais, principalmente quando no período da crise *subprime*. A evolução destas duas variáveis esta presente na Figura 3.

Figura 3. Evolução das variáveis  $x$  e  $e$ .

Fonte: Figura elaborada pelos autores com dados do trabalho.

Dado que estas quebras estruturais podem estar viesando os testes de raiz unitária tradicionais, testes próprios de raiz unitária que contempla quebra estrutural foram executados. Assim, os resultados para o teste de raiz unitária com quebra estrutural de Lee e Strazicich (2003 e 2004) estão reportados na Tabela 5. Tanto no teste com uma quebra como no teste com duas quebras a hipótese nula é a presença de raiz unitária com quebra estrutural.

TABELA 5. Teste de raiz unitária com quebra estrutural

| Variável | Tipo  | Uma Quebra |                 |                | Duas Quebras Estruturais |                 |                 |
|----------|-------|------------|-----------------|----------------|--------------------------|-----------------|-----------------|
|          |       | Lags       | Estatística $t$ | Data da Quebra | Lags                     | Estatística $t$ | Data da Quebra  |
| $x$      | Break | 9          | -3.27           | -              | 11                       | -5.81**         | 2008.07 2010.05 |
| $e$      | Break | 11         | -4.70**         | 2009.01        | 12                       | -6.42***        | 2008.08 2010.03 |

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. \*\*\*Significativo a um nível de 1%.

\*\*Significativo a um nível de 5%. \*Significativo a um nível de 10%

Como pode ser visto na Tabela 5, é possível rejeitar a hipótese nula da presença de raiz unitária com quebra estrutural nas duas variáveis. Tanto as exportações como a taxa de câmbio são estacionárias a um nível de 5% de significância. As datas das quebras estruturais captadas no modelo capturam bem o efeito da crise subprime na taxa de câmbio brasileira e nas exportações de manufaturados do Brasil para os EUA.

Portanto, dado que a ordem de integração das variáveis é menor que dois, passou-se para a primeira etapa da abordagem do teste de Fronteira de cointegração de Pesaran *et al.* (2001). Para o teste de cointegração em um primeiro momento foi regredida a Equação 7 em uma estrutura ARDL como especificado na equação 9.

Assim, o teste de cointegração de Pesaran *et al.* (2001) consiste em verificar a hipótese de que os coeficientes da variável dependente e as variáveis explicativas todas em nível e defasadas em um período são conjuntamente iguais a zero, ou seja,  $\pi_{yy} = 0$  e  $\pi_{yx} = 0$ . Portanto, foi executado o teste F de significância conjunta destas variáveis defasadas e o valor calculado foi de 3,81. Percebe-se então que o valor calculado do teste F é maior que o valor crítico estabelecido para um nível de significância de 1%<sup>12</sup>, evidenciando que as variáveis estabelecidas na Equação 7 cointegram.

Assim, utilizando o critério de seleção de AIC, BIC e R<sup>2</sup> foi selecionado o número de defasagens ótimas para os modelos ARDL. Este procedimento foi feito truncando as defasagens máximas dos modelos em 4, 6 e 8 defasagens. O resultado está presente na Tabela 6.

Tabela 6. Resultado do Modelo ARDL

| Lags<br>Máximos | AIC<br>(Tes.Autocorrelação) | BIC<br>(Tes.Autocorrelação) | R <sup>2</sup><br>(Tes.Autocorrelação) |
|-----------------|-----------------------------|-----------------------------|----------------------------------------|
| 4               | (0,1,1,0,4,4,0)<br>25.11    | (0,1,1,0,1,1,0)<br>27.61    | (4,,1,3,4,4,3)<br>26.45                |
| 6               | (0,1,1,2,4,4,2)<br>24.53    | (0,1,1,0,1,1,0)<br>27.97    | (4,6,6,3,5,4,4)<br>9.93***             |
| 8               | (8,8,7,2,3,5,7)<br>34.04    | (0,1,1,0,1,1,0)<br>28.28    | (8,8,7,2,3,5,7)<br>34.04               |

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho.

\*\*\*Significativo a um nível de 1%. \*\*Significativo a um nível de 5%.

\*Significativo a um nível de 10%

Pelos critérios de AIC e BIC, todos os modelos apresentaram autocorrelação serial dos resíduos. No critério R<sup>2</sup>, apenas o modelo com defasagem máxima de 6 lags não apresentou autocorrelação serial dos resíduos. Assim este modelo foi usado como o modelo para a verificação das relações de curto e longo prazo do trabalho. Os resultados das relações de longo prazo podem ser vistos na Tabela 7.

<sup>12</sup> Os valores críticos do teste de cointegração de Pesaran estão computados em Pesaran, Shin e Smith (1996).

TABELA 7. Relação de longo prazo das variáveis do modelo.

| Variáveis | Coefficientes do Modelo (4,6,6,3,5,4,4) |
|-----------|-----------------------------------------|
| $y^*$     | 1.72***                                 |
| $e$       | 0.58***                                 |
| $p^{*T}$  | 9.04**                                  |
| $p^T$     | 1.71*                                   |
| $\beta$   | 0.71                                    |
| $\alpha$  | 1.52                                    |
| Constante | -37.22**                                |
| $R^2$     | 0.87                                    |

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

\*, \*\*, \*\*\* representam 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente

O resultado da Tabela 7 mostra que a renda dos norte-americanos tem uma relação positiva e muito significativa com relação às exportações de manufaturados do Brasil para os EUA. Este resultado tem respaldo na literatura que mostra que renda externa influencia positivamente as exportações. Outro resultado que já era esperado é a relação entre a taxa nominal de câmbio e as exportações. Uma vez que *ceteris paribus*, o aumento da taxa de câmbio nominal (a desvalorização da moeda nacional) aumenta as exportações de manufaturados.

Um resultado já antecipado pela discussão da introdução é que o aumento dos preços dos produtos comercializáveis aumenta as exportações de manufaturados. Isso ocorre porque *ceteris paribus*, um aumento nos preços do setor de produtos comercializáveis provoca um aumento relativo nos preços deste setor, o que incentiva a produção e consequentemente a exportação destes produtos. Porém o coeficiente do aumento dos produtos comercializáveis foi significativo a apenas 10%. Enquanto que os preços dos bens comercializáveis nos Estados Unidos tiveram uma relação positiva com as exportações de manufaturados do Brasil, o que estaria na contramão do esperado.

As variáveis que demonstram a relação entre os setores no Brasil ( $\alpha$ ) e nós EUA ( $\beta$ ) não foram significativas. Após a análise de longo prazo das variáveis do trabalho, foi executado o modelo de correção de erros (ECM) para se confirmar a relação de curto prazo. O teste de cointegração a partir do ECM<sup>13</sup> está presente na Tabela 8.

TABELA 8. Modelo de Correção de Erros baseado nos modelos ARDL.

|     | Modelo (4,6,6,3,5,4,4) |
|-----|------------------------|
| ECM | -1.10***               |

Fonte: Tabela elaborada pelos autores com dados do trabalho.

\*\*\*Significativo a um nível de 1%; \*\*Significativo a um nível de 5%;

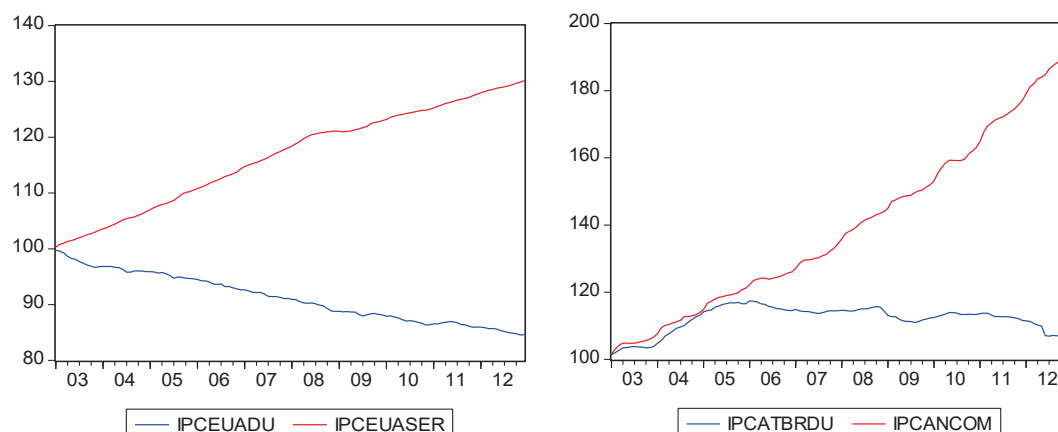
\*Significativo a um nível de 10%

De posse da Tabela 8 confirmamos a existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo, com o nível de significância de 1%. É importante ressaltar que apesar de estar econometricamente provado que existe cointegração entre as variáveis do modelo, a variável chave deste artigo, que seria a diferença dos preços internos de

<sup>13</sup> Para poupar espaço não foram apresentados os coeficientes de curto prazo do modelo de ECM, retratando na tabela 8 apenas o coeficiente da parte de correção de erros e que estes resultados estão disponíveis junto aos autores

produtos comercializáveis e não comercializáveis ( $\alpha$ ) não foi significativo nem a 10% de significância. Uma possível explicação para não ter sido encontrado este efeito para o Brasil, é que foi feito a análise bilateral com os EUA. De acordo com a Figura 4, os EUA sofreram desta possível sobre apreciação da taxa de câmbio para as empresas causada pela maior variação dos preços dos produtos não comercializáveis de forma mais intensa do que no caso do Brasil.

FIGURA 4. Gráfico da evolução do índices de preços dos setores *tradables* (azul) e *nontradables* (vermelho).



Fonte: Figura elaborada pelos autores com dados do trabalho.

### Considerações Finais

Os resultados do trabalho evidenciaram que não é possível afirmar que a maior variação dos preços dos bens não comercializáveis com relação aos bens manufaturados, tenha tipo impacto negativo nas exportações da indústria manufatureira do Brasil, como é claramente demonstrado pelos dados.

As explicações para o descasamento entre o resultado empírico esperado com o efetivo estaria na evidência que os EUA teriam passado pelo mesmo efeito da maior variação dos preços dos bens não comercializáveis com relação aos preços dos bens industriais, mostrado pela Figura 4.

Segundo dados da OECD a atividade manufatureira dos EUA, como no Brasil, caiu de 14,2% do PIB em 2003 para 12,5% em 2011. Ao mesmo tempo como já foi mostrado, os EUA perderam espaço como destino das exportações manufatureiras do Brasil.

Outro argumento que explicaria o descasamento nos dados e o resultado econometrico seria a mudança da dinâmica da indústria brasileira frente à crise internacional de 2008. Segundo Pastore et.al (2013) a produtividade da indústria que cresceu em linha com o aumento real do salário de 2003 até 2008, despencou no biênio 2008-2009 enquanto o aumento real do salário permaneceu crescendo, frente a um setor de serviços aquecido, impulsionado por medidas anticíclicas adotadas pelo governo brasileiro.

Nessa mesma linha, Parnes e Hartung (2013) mostram que a produção industrial no Brasil no período de 2003-2012 caminhava em sintonia com a produção industrial

mundial, porém após a crise de 2008, houve um forte deslocamento que se propagou nos anos posteriores. Com a economia aquecida, segundo os autores a partir de 2008 começa o desencontro entre produção industrial e vendas do varejo. Ainda, segundo os autores o custo unitário do trabalho na indústria do Brasil teve uma variação superior a de países industrializados como EUA, Japão e Alemanha entre 2001-2010 e muito superior à países emergentes como a Coreia do Sul.

## 6. Referências

ALEXANDRE, F. BAÇÃO, P. Portugal before and after the European Union: Facts on Nontradables. Universidade do Minho. Working Paper, 2012.

BALASSA, B. The Purchasing Power Doctrine: A Reappraisal. Journal of Political Economy, v.72, p 584-596, 1964.

BACHA, E; BOLLE, M, B. O Futuro da Indústria no Brasil: Desindustrialização em debate. 1º ed, Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.

BONELLI, R. PINHEIRO, A. C. Competitividade e Desempenho Industrial: Mais que só câmbio. XXIV Fórum Nacional. Rio de Janeiro, 2012.

BRESSER-PEREIRA, L.C; MARCONI, N. Existe Doença Holandesa no Brasil?. In: IV Fórum de Economia da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo 2008.

BRESSER-PEREIRA, L.C. A tendência a sobre-apreciação da taxa de câmbio. Econômica, v. 11, n. 1, p 7-30. junho, 2009.

BRITO, P; CORREIA, I.H, Diferencial de inflação e convergência real de Portugal. Boletim Economico do Banco de Portugal. 2000.

CAVALCANTI, P; FRAGELLI, R. Insistindo no mesmo diagnóstico. Jornal Valor Econômico, São Paulo, 21 nov, 2012.

D'AGOSTINI, L.L.M; SAMPAIO, A.V; Bittencourt, M. V.L. Determinação da taxa de câmbio pela paridade do poder de compra usando VAR. Revista de Economia e Tecnologia, v. 19, 2009.

ENDERS, W. Applied Econometric Time Series.2ºed, Alabama: Leyh Publishing LLC, 2010.

FRANCO, G.H.B. Crônicas da convergência: ensaios sobre temas já não polêmicos. 2ºed, Rio de Janeiro: Topbooks, 2006.

FRANCO, G.H.B. As leis secretas da economia: Revisitando Roberto Campos e as leis de Kafka. 1ºed, Rio de Janeiro: Zahar, 2013.

FREITAS, M.C.P. Regime de Metas de Inflação em uma perspectiva comparada: Fundap. Relatório do Grupo de Conjuntura.

GARCIA, M. Brasil, país do passado? Jornal Valor Econômico, São Paulo, 24 maio, 2013.

GREENSPAN, A. A era da turbulência: aventuras em um novo mundo; trad. de Afonso Celso da Cunha Serra. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008.

HENDRY, D. Dynamic Econometrics: Advanced Texts in Econometrics. 1ª ed, United Kingdom: Oxford University Press, 1995.

LUCINDA, C; HOLLAND, M; GALA, P. Desalinhamento Cambial no Brasil: uma primeira aproximação. EESP-FGV- Grupo de Pesquisa de Câmbio.

LEE, J; STRAZICICH, M.C. Minimum Unit Root Test With two Structural Breaks. Review of Economics and Statistics, vol. 85, n. 4, 2003.

LEE, J; STRAZICICH, M.C. Minimum Unit Root Test With one Structural Break. Appalachian State University, Working Paper n. 17, 2004.

MACDONALD, R. Exchange Rate Economics: Theories and Evidence. New York: Routledge, 2007.

MADDALA, G.S; KIM, I. Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. 6ª ed, United Kingdom: Cambridge University Press, 2004.

MARINHO, P.S. Análise das Relações de Longo Prazo entre a posição internacional de investimentos, o efeito Balassa-Samuelson e a Taxa de Câmbio Real: Testes de Cointegração. 38f. Dissertação (Mestrado em economia). EESP-FGV, São Paulo, 2013.

NAKANO, Y. Câmbio: o longo prazo já começou. Jornal Valor Econômico, São Paulo, 14 maio, 2013.

OBSTFELD, M. ROGOFF, K. Foundation of International Macroeconomics. Massachusetts: MIT Press, 1996.

OUYANG, A.Y; RAJAN, R.S. Real exchange rate fluctuations and relative importance of nontradables. Journal of International Money and Finance, n.32, 2013.

PASTORE, A.C; GAZZANO, M; PINOTTI, M.C; Por que a produção industrial não cresce desde 2012? In: O Futuro da Indústria no Brasil: Desindustrialização em debate. 1ª ed, Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.

PARNES, B; HARTUNG, G. Uma nota sobre a desaceleração recente da indústria brasileira. In: O Futuro da Indústria no Brasil: Desindustrialização em debate. 1ª ed, Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.

PESARAN, M.H; SHIN, Y; SMITH, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, v.16, 2001.



SALAZAR, M.B; CUNHA, D.A; CAMPOS, A.C. Efeitos das políticas brasileiras de estabilização de bens comercializáveis e não comercializáveis. Revista de Economia, v. 36, n.1, p 7-26, abril, 2010.

SAMPAIO, D.M.S. Desequilíbrio Macroeconômico e Crescimento Econômico: Uma análise empírica baseada no modelo Balassa-Samuelson. 57f. Dissertação (Mestrado em economia). EESP-FGV, São Paulo, 2008.

SAMUELSON, P. Theoretical Notes on Trade Problems. The Review of Economics and Statistics, v.46, p. 145-164, 1964.

SCHWARTSMAN, A., On Dutch disease and Dutch uncle, São Paulo: Banco Real, 2006. 10 p. Relatório Técnico do Banco Real.

SHIN, Y; YU, B; GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling Asymetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. Working Paper, 2011.

VASCONCELOS, C.R.F. O efeito Balassa-Samuelson e a Paridade do Poder de Compra na economia Brasileira. Analise Econômica, n. 41, 2004.

VERHEYEN, F. Exchange rates nonlinearities in MEU exports to the U.S. Economic Modelling, n.32, 2013.

VIEIRA, F.V. China: Crescimento Econômico de Longo Prazo. Revista de Economia Política, v. 26, n.3, p 401-424. Julho-Setembro, 2006.



# O Efeito de Variáveis Macroeconômicas sobre a Efetividade de Medidas *Antidumping*: Uma Análise Robusta para a economia Brasileira e Argentina.

Vinícius de Azevedo Couto Firme<sup>\*</sup>  
Cláudio R. F. Vasconcelos<sup>†</sup>  
Rogério da Silva Mattos<sup>‡</sup>

**Área 4:** Economia Internacional

## Resumo

Este artigo analisou a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de processos *antidumping* (AD) no Brasil e na Argentina. Notavelmente, somente um trabalho deste tipo havia sido realizado para um destes países (Brasil) e os autores rejeitaram qualquer influencia macroeconômica. Como este tipo de análise geralmente não conta com grandes amostras, optou-se por selecionar as variáveis relevantes com base no teste de Sala-i-Martin (1997), fato que permitiu superar os demais artigos no que se refere à inclusão de variáveis. Conforme recomenda-se, os modelos foram estimados via regressão de Poisson. Os resultados revelaram que variações na balança comercial e na renda da China e dos EUA afetam a abertura de casos AD no Brasil. Já, o câmbio, renda interna, balança de serviços, reservas internacionais e inflação não têm efeito algum. Quanto à Argentina, verificou-se a existência de um efeito inercial associado à abertura de processos AD. Ademais, a renda da China e do Resto do Mundo, a conta de serviços e as reservas apresentaram impacto negativo, enquanto a balança comercial e a inflação impactaram positivamente. De modo geral, tanto o Brasil quanto a Argentina sofrem influência de fatores macroeconômicos. Contudo, esta influencia parece ser mais intensa na Argentina.

**Palavras-chave:** *Antidumping*, Variáveis Macroeconômicas, Efetividade de Política.

## Abstract

This paper analyzed the influence of macroeconomic factors on antidumping opening cases (AD) in Brazil and Argentina. Notably, such research had been done only to one of these countries (Brazil) and the authors rejected any macroeconomic influences. Since this type of analysis usually does not have large samples, we chose to select the relevant variables based on the Sala-i-Martin (1997) test. This procedure allowed us to overcome the other articles regarding the inclusion of variables. As recommended, the models were estimated by Poisson regression. The results showed that variations in the trade balance and income from China and the U.S. affect the opening of AD cases in Brazil. Furthermore, the exchange rate, the national income, the balance of services, the international reserves and the inflation have no effect. Regarding Argentina, it was found that there is an inertial effect associated to the opening of AD cases. Moreover, the Chinese and the Rest of the World income, the service account and the reserves had a negative impact, while the trade balance and inflation were positively correlated to AD opening. Generally, both Brazil and Argentina are influenced by macroeconomic factors. However, this influence appears to be more intense in Argentina.

**Keywords:** Antidumping, Macroeconomic Variables, Policy Effectiveness.

**Classificação JEL:** F10; F13; F14; F15.

---

<sup>\*</sup> Doutorando em Economia Aplicada pelo PPGEA/UFJF.

<sup>†</sup> Professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - PPGEA/UFJF.

<sup>‡</sup> Professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - PPGEA/UFJF.

## Introdução

A partir da década de 1970 o mecanismo *antidumping*<sup>1</sup> se tornou um importante instrumento de proteção comercial devido às reduções tarifárias ocorridas nas rodadas do Acordo Geral de Tarifas e Comércio - GATT/OMC. Esta expansão ocorreu tanto nos usuários tradicionais (como Estados Unidos, Canadá, Comunidade Européia, Austrália e Nova Zelândia),<sup>2</sup> quanto naqueles como México, Brasil, Argentina, África do Sul, entre outros sem tradição no uso deste mecanismo (ZANARDI, 2004).

Miranda (2003) argumenta que o grande volume de investigações *antidumping* registrado nos anos 80 e 90 foi um retrocesso no processo de liberalização comercial. Embora o número de casos ainda não atinja uma parcela significativa do volume comercializado internacionalmente, tais procedimentos geram incertezas e efeitos negativos sobre o comércio internacional. Neste sentido, Blonigen e Prusa (2001, p.3) argumentam que o mecanismo *antidumping* é “simplesmente uma moderna forma de protecionismo”.

Tal expansão tem levado os estudiosos do comércio internacional a mudar o foco da análise de instrumentos convencionais de política de proteção comercial para a análise dos efeitos de medidas *antidumping* (STAIGER; WOLAK, 1994; PRUSA, 1996 e 1999; KONINGS; VANDENBUSSCHE; SPRINGAEL, 1999; ZANARDI, 2004; FIRME; VASCONCELOS 2012). No entanto, uma questão ainda em aberto é a discussão sobre a influência de fatores macroeconômicos, tais como a taxa real de câmbio e o nível de atividade econômica interna e externa, sobre o número de pedidos de investigação *antidumping*. Neste sentido, a lei *antidumping* se tornaria apenas uma ferramenta macroeconômica, deslocando-se, assim, de seu objetivo principal de correção das distorções provocadas pelo comércio desleal (FEINBERG, 1989 e 2005; LEIDY, 1997; BECKER e THEURINGER, 2001; KNETTER e PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004; NIELS e FRANCOIS, 2006; VASCONCELOS E FIRME, 2011).

Além de ser uma área de pesquisa relativamente nova, a maioria dos estudos realizados estão concentrados nos países que já tem certa tradição no uso de medidas *antidumping*, como os EUA e União Européia. Apenas Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011) haviam estimado modelos para verificar o impacto de variáveis macroeconômicas sobre a abertura de processos *antidumping* em países não tradicionais. Sendo o primeiro estudo realizado para o México e o segundo para o Brasil.

Outro ponto relevante refere-se à seleção das variáveis utilizadas. Geralmente, as variáveis macroeconômicas e suas defasagens são definidas e incluídas arbitrariamente nos modelos econométricos a fim de verificar a influencia destas sobre a abertura de processos AD. Além disso, enquanto alguns autores consideraram as variáveis explicativas em sua forma bruta (nível), como Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011), outros preferiram trabalhar com suas respectivas variações (KNETTER e PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004). Logo, pretende-se contribuir para a literatura em duas frentes:

1) Em primeiro lugar verificou-se a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de casos AD iniciados em países da América do Sul considerados pouco tradicionais na prática *antidumping*. Para tanto, considerou-se os principais usuários do mecanismo AD deste continente (*i.e.*: Brasil e Argentina).

Os Gráficos 1 e 2 revelam que Brasil e Argentina foram responsáveis por quase 74% dos processos AD iniciados na região entre o período de 1995 e 2012 (com 36.1% e 37.6% dos casos, respectivamente). Com destaque para os anos de 2011 e 2012, onde os dois países representaram mais de 85% do total de casos. No caso da Argentina, o uso deste mecanismo foi superior tanto à sua participação no PIB do continente quanto à sua participação na População total da região (respectivamente 13.8% e 10.4%) durante todo o período analisado. No caso do Brasil, a participação do país no número de casos AD iniciados na América Latina só foi maior que sua participação no PIB e na população do continente nos últimos anos da amostra (2011-2012). Isto sugere que, apesar de pouco representativa em termos populacionais e econômicos, a Argentina é uma grande usuária do instrumento AD. Todavia, os gráficos indicam que este país vem diminuindo a abertura de casos enquanto o Brasil vem aumentando.

<sup>1</sup> A prática de discriminação internacional de preços, através da fixação de preços de exportações abaixo dos preços dos produtos similares destinados ao mercado interno pela firma exportadora, é comumente definida como *dumping*. Assim, com o intuito de reduzir ou eliminar o prejuízo causado às indústrias domésticas do país importador a medida *antidumping* seria o mecanismo de correção de condutas que distorçam o comércio internacional ao serem impostas tarifas adicionais sobre as importações advindas de firmas que estaria praticando o *dumping*. Para obter uma taxonomia de *dumping*, ver WILLIG (1998).

<sup>2</sup> TREBILCOCK e HOWSE (2002) disponibilizam uma visão histórica da evolução da legislação *antidumping* junto ao GATT e a legislação interna do Canadá, Estados Unidos e Comunidade Européia.

**Gráfico 1.** Participação brasileira no PIB, na População e no Total de casos AD iniciados na América do Sul entre 1995 e 2012.

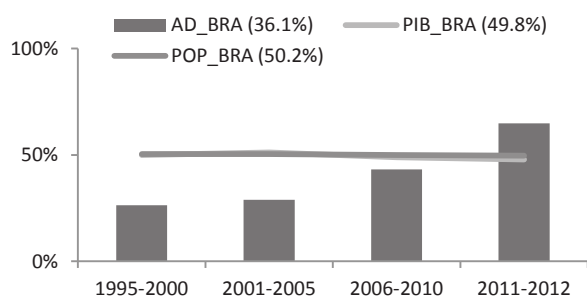
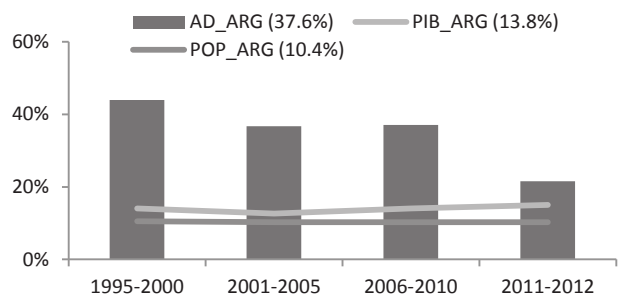


**Gráfico 2.** Participação argentina no PIB, na População e no Total de casos AD iniciados na América do Sul entre 1995 e 2012.



**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados da WTO (2013) e IMF (2013).

**Nota:** Os valores entre parênteses referem-se à média do período.

2) Além disso, o presente artigo utiliza uma versão menos restritiva do método de Levine e Renelt (1992), proposto por Sala-i Martin (1997), de modo a efetuar uma escolha mais robusta das variáveis. Devido à dificuldade em se obter grandes séries para a realização deste tipo de análise, alguns autores acabam incluindo poucas variáveis no modelo e/ou considerando um número pequeno de defasagens no intuito de evitar uma perda de graus de liberdade que comprometa as estimações. Desta forma, a utilização dos métodos mencionados acima, permitiu testar um número maior de variáveis considerando um nível aceitável de defasagens.<sup>3</sup> Segundo Coelho e Figueiredo (2007), estes métodos são, na realidade, algoritmos que ajudam a identificar quais variáveis devem compor o modelo. Uma vez selecionadas, as variáveis relevantes foram incluídas em um modelo de regressão do tipo *Poisson* que, segundo Greene (1997), é ideal para casos em que a variável dependente representa um evento discreto não negativo.

Vale ressaltar que, no caso da Argentina, não foram encontrados trabalhos que analisassem a efetividade do instrumento *antidumping*. Para o Brasil, pode-se citar o artigo de Vasconcelos e Firme (2011), onde a relação entre variáveis macroeconômicas e o número de casos AD não foi significativa. Logo, como a presente pesquisa considerou um número maior de variáveis e incluiu mais defasagens, espera-se que seja possível comparar os resultados deste trabalho com os demais obtidos na literatura de modo a avaliar seus possíveis ganhos. Dadas as considerações mencionadas, o trabalho está organizado da seguinte forma: Na Seção 2.2, é realizada uma análise histórica dos casos *antidumping*, abertos por estes países no período de 1995 a 2010. A Seção 2.3 faz uma revisão dos trabalhos que verificaram os efeitos de variáveis macroeconômicas sobre as investigações de *dumping*. Na seção 2.4 é apresentado o modelo econométrico e a base de dados. Por fim, têm-se os resultados, considerações finais e referências.

## 2.2 Casos *antidumping* abertos n Brasil e Argentina no período de 1995 a 2010.<sup>4</sup>

Considerando o uso do mecanismo *antidumping* por parte da Argentina e do Brasil, observou-se que 333 processos de investigação de *dumping* foram abertos na Argentina, contra 291 no Brasil, entre 1995 e 2010 (TABELA 1). Note que, embora estes números estejam próximos, eles retratam realidades diferentes. No período analisado, o PIB brasileiro foi, em média, 3.9 vezes maior que o da Argentina, enquanto as importações foram 2.8 vezes maiores. Tanto o PIB quanto o nível de importações do Brasil sugerem que este país teria maior probabilidade de abrir processos AD quando comparado com a

<sup>3</sup> Em se tratando da defasagem, Knetter e Prusa (2003, p.9) argumentam que seria plausível considerar um período de 1 a 3 anos: "While not specified under WTO rules, all of the reporting countries generally analyze pricing behavior over the year prior to the filing of the case in order to assess LTFV [less than fair value]. By contrast, all of the reporting countries evaluate injury over a longer time horizon. In general, injury is determined over the three years preceding the filing. Given these features of the law, it seems plausible to consider lags from one to three years for our variables". Todavia, Aggarwal (2004, p.1048) argumenta que o período de 1 ano já seria suficiente: "As a matter of practice, the industry must be suffering material injury during the investigation period and detailed injury margin calculations are based on the data existing during this period which is 1 year preceding the AD application. It was therefore decided to use the regressors with 1-year lag".

<sup>4</sup> É importante salientar que embora a legislação *antidumping* da Argentina tenha sido constituída em 1972, enquanto a brasileira passou a vigorar apenas em 1987 (ZANARDI, 2002, P.5), o órgão responsável por catalogar e disponibilizar informações sobre tais medidas no país, *Ministerio de Industria – Subsecretaría de Política y Gestión Comercial – MIND/SSPGE* (2011), começou a apresentar relatórios sobre esta prática apenas no 2º semestre de 1995 (no caso brasileiro é possível obter registros de medidas desde 1988). Desta forma, os dados argentinos limitaram o período analisado nesta seção.

Argentina. No entanto, o fato de a Argentina utilizar mais este mecanismo, mesmo importando menos, pode indicar uma dificuldade maior deste país em concorrer com os produtos internacionais.<sup>5</sup>

**Tabela 1.** Resultados das investigações de *dumping* no Brasil e Argentina entre 1995 e 2010

| Período               | Abertura   |            | Medida Provisória |            | Direito Definitivo |            | Acordo de Preços |           | Sem Aplicação |           |
|-----------------------|------------|------------|-------------------|------------|--------------------|------------|------------------|-----------|---------------|-----------|
|                       | BRA        | ARG        | BRA               | ARG        | BRA                | ARG        | BRA              | ARG       | BRA           | ARG       |
| 1995                  | 5          | 29         | 2                 | 4          | 3                  | 12         | 0                | 2         | 8             | 9         |
| 1996                  | 17         | 25         | 1                 | 4          | 6                  | 18         | 0                | 2         | 5             | 17        |
| 1997                  | 15         | 15         | 0                 | 12         | 2                  | 3          | 0                | 1         | 5             | 11        |
| 1998                  | 22         | 6          | 2                 | 5          | 19                 | 13         | 0                | 0         | 9             | 12        |
| 1999                  | 18         | 28         | 9                 | 6          | 5                  | 6          | 0                | 4         | 2             | 2         |
| 2000                  | 10         | 44         | 0                 | 8          | 9                  | 16         | 0                | 0         | 8             | 7         |
| 2001                  | 18         | 27         | 0                 | 21         | 11                 | 14         | 6                | 3         | 7             | 2         |
| 2002                  | 16         | 14         | 0                 | 26         | 5                  | 23         | 0                | 2         | 12            | 12        |
| 2003                  | 17         | 5          | 0                 | 0          | 9                  | 19         | 0                | 1         | 5             | 2         |
| 2004                  | 13         | 17         | 0                 | 1          | 12                 | 5          | 0                | 0         | 7             | 2         |
| 2005                  | 13         | 18         | 0                 | 2          | 9                  | 8          | 2                | 3         | 3             | 2         |
| 2006                  | 23         | 19         | 0                 | 2          | 7                  | 15         | 0                | 1         | 6             | 6         |
| 2007                  | 18         | 14         | 7                 | 5          | 19                 | 11         | 1                | 0         | 2             | 3         |
| 2008                  | 28         | 30         | 9                 | 3          | 15                 | 14         | 2                | 3         | 3             | 4         |
| 2009                  | 18         | 28         | 7                 | 26         | 19                 | 15         | 0                | 4         | 9             | 1         |
| 2010                  | 40         | 14         | 0                 | 8          | 12                 | 15         | 0                | 1         | 3             | 6         |
| <b>Total de Casos</b> | <b>291</b> | <b>333</b> | <b>37</b>         | <b>133</b> | <b>162</b>         | <b>207</b> | <b>11</b>        | <b>27</b> | <b>94</b>     | <b>98</b> |
| % sobre a Abertura    | 100        | 100        | 12.7              | 39,9       | 55.7               | 62.2       | 3.8              | 8.1       | 32.3          | 29,4      |

**Fonte:** Elaboração própria com base no MIND/SSPGE (2011), para a Argentina, e DECOM (2011), para o Brasil.

A Tabela 1 ainda revela que, dos processos iniciados pela Argentina, 62,2% acabaram com a aplicação do direito *antidumping*, enquanto no Brasil esta taxa foi de 55.7%. Ademais, o percentual de casos que ficaram sem aplicação de medidas foi menor na Argentina que no Brasil. Respectivamente, 29,4% e 32.3%. Portanto, a unidade reguladora da Argentina não apenas aceita investigar mais processos que a brasileira como também tende a acatar, com mais facilidade, os pedidos de proteção.

Embora os números mencionados já tracem um perfil da unidade reguladora de cada país, as maiores diferenças foram verificadas nos percentuais de medidas que auferem o benefício de direitos provisórios (39.9% na Argentina, contra 12.7% no Brasil) e naquelas em que o requerente e o afetado optam por fazer um acordo de preços (8.1% e 3.8%, respectivamente).<sup>6</sup> Em ambos os casos a Argentina é substancialmente superior ao Brasil. Mais uma vez, os resultados indicam que a autoridade reguladora argentina costuma conceder mais benefícios protecionistas que a brasileira. O maior índice obtido nos compromissos de preços também aponta nesta direção. Em muitos casos, pode ser mais vantajoso para as firmas estrangeiras negociar um acordo de preço do que sofrer uma medida restritiva definitiva. Assim, como na Argentina a chance de sofrer punições é maior, as empresas estrangeiras optam por acordos de preços com maior intensidade do que o fazem no Brasil (TABELA 1).

Os resultados obtidos para o Brasil e Argentina, em termos de aplicação de direito *antidumping*, não estão deslocados da experiência mundial. Observa-se que a média mundial de resultados positivos, onde há aplicação de direito, ficou em torno de 56 % para o período de 1981 a 2001. Com relação aos países considerados "tradicionais usuários" do mecanismo *antidumping*, constata-se que há uma grande dispersão de resultados no referido período. Por exemplo, a Comunidade Econômica Européia chegou a resultados positivos, com imposição de tarifas, em 74% dos casos investigados entre 1981 a 2001. Nos Estados Unidos, esta taxa foi de 59%. Enquanto isto, a Austrália, Canadá e Nova Zelândia aplicaram medidas AD em 41%, 58% e 48% dos casos, respectivamente (ZANARDI, 2004, p.424-425).

No que se refere ao número de medidas *antidumping* iniciadas pela unidade reguladora da Argentina entre 1995 e 2010, percebe-se que o Brasil e a China são alvo de quase metade dos casos iniciados por este país. Durante este período, a Argentina analisou 333 casos de *dumping*, sendo 58 deles contra empresas brasileiras e 91 contra empresas chinesas (GRÁFICO 3). Isto representa, respectivamente, 18% e 28% do total de casos abertos no período (GRÁFICO 4).

<sup>5</sup> Utilizou-se o PIB no conceito de Paridade de Poder de Compra do IPEADATA (2013) e as importações em dólares correntes FOB do INDEC (2013), no caso da Argentina, e IPEADATA (2013) no caso do Brasil.

<sup>6</sup> Caso em que as empresas estrangeiras citadas nos processos de *dumping* voluntariamente acordam em alterar seus preços.



**Gráfico 3.** Número de casos *Antidumping* Abertos pela Unidade Reguladora Argentina (Valor acumulado entre 1995 e 2010)

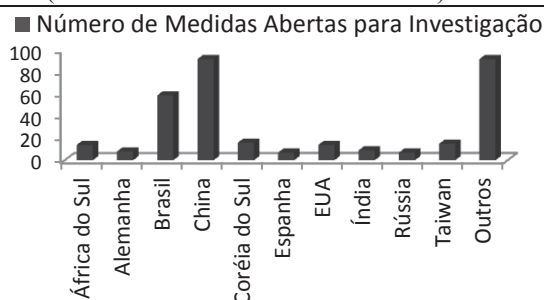
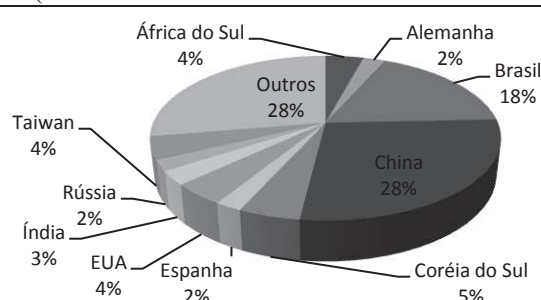


**Gráfico 4.** Medidas *Antidumping* Abertas pela Unidade Reguladora Argentina por país investigado (Valor Percentual acumulado entre 1995 e 2010)



**Fonte:** Elaboração via dados do MIND/SSPGE (2011). **Fonte:** Elaboração via dados do MIND/SSPGE (2011).

No Brasil os produtos chineses também aparecem como principal alvo de medidas *antidumping*, seguido dos americanos. Dos 291 casos iniciados pelo Brasil, 67 tiveram como alvo a China e 37 os EUA (GRÁFICO 5). Estes valores representam 23% e 13% do total de casos abertos no país entre 1995 e 2010 (GRÁFICO 6). Embora a Argentina seja o quarto país mais afetado por medidas AD oriundas do Brasil, o número de processos contra este país representou apenas 5% do total de casos abertos pelo Brasil. Este talvez seja um indício de que o Brasil tem menos dificuldade em enfrentar a concorrência argentina do que o contrário (lembrando que 18% dos casos abertos pela Argentina têm como alvo o Brasil).

**Gráfico 5.** Número de casos *Antidumping* Abertos pela Unidade Reguladora Brasileira (Valor acumulado entre 1995 e 2010)

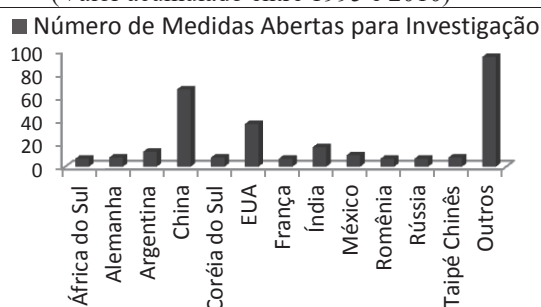
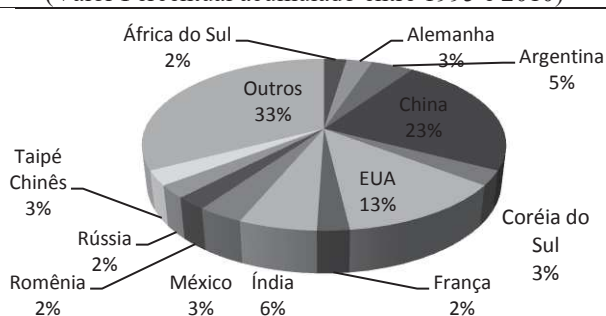


**Gráfico 6.** Medidas *Antidumping* Abertas pela Unidade Reguladora Brasileira por país investigado (Valor Percentual acumulado entre 1995 e 2010)



**Fonte:** Elaboração via dados do DECOM (2011)

**Fonte:** Elaboração via dados do DECOM (2011)

O Gráfico 7 revela a evolução anual do número de casos AD abertos pela Argentina, entre 1995 e 2010, com discriminação para os 2 principais países alvo destas medidas (China e Brasil, neste caso). É possível perceber que o ano de 2000 foi o mais intenso em termos de abertura de processos AD. Somente neste ano a Argentina abriu 44 investigações. No entanto, isto se deveu pouco à maior incidência de casos envolvendo o Brasil ou a China. Além disso, os dados mostram que os processos abertos contra Brasil e China apresentavam trajetórias semelhantes até o ano de 2000. Após este ano, o número de casos contra a China cresceu e, com exceção de 2006, passou a ser superior aos casos envolvendo o Brasil até o final do período analisado. Para verificar esta mudança, basta dividir a amostra em dois períodos de 8 anos (1995-2002 e 2003-2010). Neste caso, verifica-se que no primeiro período, a média de casos contra o Brasil e China foi, respectivamente, 4.4 e 4.6. No período seguinte a média brasileira diminuiu para 3, enquanto a chinesa aumentou para 6.9. A elevação nos casos envolvendo a China parece estar na contramão da tendência de utilização do instrumento AD na Argentina. É possível notar que, em média, a Argentina abriu 23.5 casos ao ano entre 1995 e 2002. Já em 2003-2010, a média anual cai para 18.1 casos ao ano.

No Brasil, 2010 foi o ano em que mais se abriu processos AD (40 casos), seguido pelos anos de 2008 (28 casos) e 2006 (23 casos), respectivamente (GRÁFICO 8). Portanto, parece que a Argentina está diminuindo a abertura de casos enquanto o Brasil está aumentando (entre 1995-2002 a média brasileira foi de 15.1 casos ao ano, enquanto no período seguinte foi de 21.3). Este crescimento atingiu os EUA, a China e, até mesmo, o grupo dos demais países. A média anual de casos envolvendo estas economias passou de 2.1, 2.3 e 10.8, entre 1995-2002, para 2.5, 6.1 e 12.6 em 2003-2010, respectivamente.

**Gráfico 7.** Evolução Anual do nº de casos *antidumping* abertos pela Argentina entre 1995 e 2010.

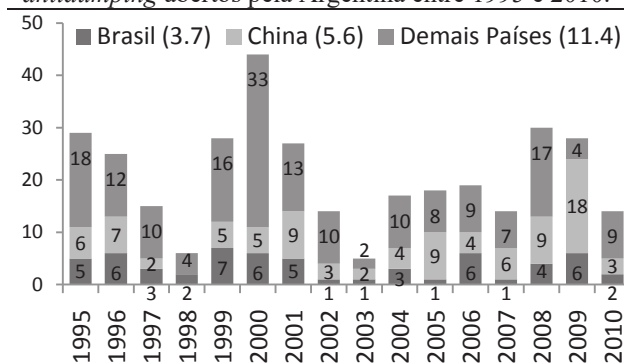
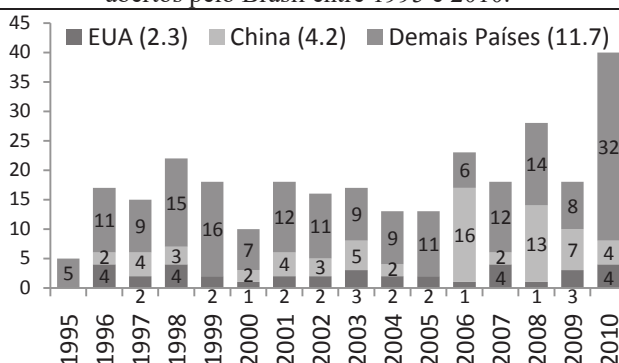


**Gráfico 8.** Evolução Anual do nº de casos *antidumping* abertos pelo Brasil entre 1995 e 2010.

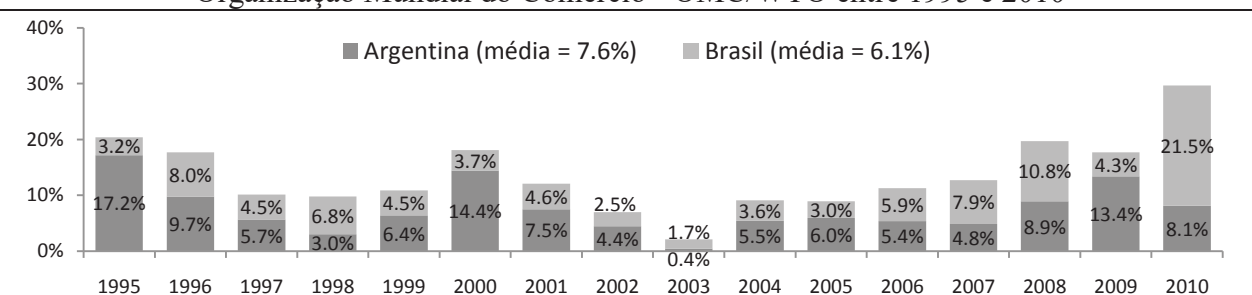


**Nota:** Valores entre parênteses representam a média anual.

**Fonte:** Elaboração via dados do MIND/SSPGE (2011). **Fonte:** Elaboração via dados do DECOM (2011)

O Gráfico 9 mostra a participação brasileira e argentina no total de casos abertos pelos membros da OMC. Embora a Argentina tenha sido, em média, mais representativa que o Brasil no período (abriu 7.6% dos casos, contra 6.1% no Brasil), é possível notar o Brasil tem crescido em termos relativos. Nos últimos 5 anos da amostra, o Brasil só não abriu mais casos que a Argentina em 2009. Em 2010, o total de casos iniciados pela autoridade brasileira representou mais de 1/5 do total de casos abertos no mundo.

**Gráfico 9.** Participação Argentina e Brasileira no Total de casos AD abertos pelos Membros da Organização Mundial do Comércio - OMC/WTO entre 1995 e 2010



Fonte: WTO (2013).

### 2. 3. A influência de Fatores Macroeconômicos na abertura de processos *antidumping*<sup>7</sup>

Segundo Niels e Francois (2006), existem trabalhos, realizados principalmente para os EUA e União Européia, que comprovam que as medidas *antidumping* podem ser influenciadas por variáveis macroeconômicas. Em parte, isto ocorreria devido à pressão protecionista (contrária à importação de produtos estrangeiros) que geralmente ocorre em períodos de recessão ou apreciação cambial. Takacs (1981) foi um dos primeiros a encontrar evidências empíricas sobre esta relação.<sup>8</sup> Posteriormente, Leidy (1997) comprovou que o número de medidas *antidumping* e compensatórias<sup>9</sup> aumentou nos EUA com o crescimento do desemprego e diminuição da utilização da capacidade instalada da indústria. Além disso, o autor encontrou uma relação positiva entre a variação real do dólar e o número de medidas AD. Logo, uma valorização cambial levava a um maior número de casos AD. Todavia, Feinberg (1989), analisando a economia dos EUA entre 1982 e 1987, encontrou uma relação negativa entre o câmbio e o número de

<sup>7</sup> No intuito de caracterizar a prática de *dumping*, Knetter e Prusa (2003) ressaltam que dois critérios precisam ser satisfeitos. Primeiro, deve haver provas de que a indústria nacional sofreu grave prejuízo, devido às importações. Em segundo lugar, os produtos dos fornecedores estrangeiros precisam ser comercializados a preços inferiores ao "valor normal" praticado no mercado interno. Este último critério pode ser determinado de dois modos: (1) mostrando que o preço praticado no mercado doméstico pelos fornecedores estrangeiros é inferior ao preço praticado para o mesmo produto em outros mercados (*the "price-based" method* - método do Preço Base) ou (2) mostrando que o preço praticado no mercado interno é inferior à estimativa de custo acrescido de um rendimento normal (*the "constructed-value" method* - método do valor construído).

<sup>8</sup> Trabalhos anteriores a este eram raros. Conforme relembra Aggarwal (2004, p.1044): "*Antidumping disputes were relatively few and far between until 1980. There is no exact accounting of worldwide AD activity for this period because before 1980, GATT did not require countries to report their contingent protection actions*".

<sup>9</sup> Que visa compensar o efeito de um subsídio danoso ao comércio.

processos AD. Em estudo mais recente, utilizando dados de EUA, União Européia, Austrália e Canadá para o período de 1980 e 1998, Knetter e Prusa (2003) concluíram que a apreciação do cambial real e a diminuição do PIB real tendem a aumentar as reclamações *antidumping*.

A literatura reconhece a existência de uma relação inversa entre crescimento econômico e a abertura de processos AD. Conforme ressalta Aggarwal (2004), a probabilidade de comprovação de dano à indústria doméstica aumentaria em momentos de crise.<sup>10</sup> Além disso, uma desaceleração na atividade econômica induziria as firmas estrangeiras a reduzir seus preços a fim de manter o mercado, o que facilitaria a constatação de *dumping* via critério de preço abaixo do valor justo.<sup>11</sup>

Quanto ao impacto da taxa de câmbio real, Knetter e Prusa (2003) argumentam que ela poderia tanto aumentar quanto diminuir o número de casos *antidumping*. De um lado, a apreciação da moeda doméstica, com um conseqüente aumento do volume de importações, poderia aumentar a probabilidade de se concluir por aplicar o direito AD através do critério de dano material.<sup>12</sup> Enquanto isso, a abordagem do preço-base,<sup>13</sup> em uma situação de apreciação da moeda doméstica, dificultaria a comprovação de *dumping*. A atividade econômica externa também apresenta um caráter ambíguo. Neste caso, um cenário recessivo internacional dificultaria a determinação de *dumping* pelo argumento do preço justo. O fato é que uma recessão externa reduziria os preços dos bens exportados de forma generalizada e não apenas àqueles que têm como destino o país doméstico em questão. Entretanto, aumentaria a probabilidade de confirmação de *dumping* via dano material às firmas domésticas, visto que a maior oferta de exportação, com a finalidade de escoar a produção dos países exportadores, diminuiria não apenas os preços externos, mas também a lucratividade das firmas domésticas (KNETTER; PRUSA, 2003).

O saldo do balanço de pagamentos (BP) também poderia influenciar a abertura de casos AD. Segundo Aggarwal (2004, p. 1053): "*External pressures such as import penetration and balance of payment deficits also exert a considerable influence on the use of AD*". Desta forma, um déficit no BP aumentaria tanto a procura por proteção por parte das firmas domésticas quanto à probabilidade de que a o processo AD venha a ser aceito pela unidade reguladora. Entretanto, alguns autores, como o próprio Aggarwal (2004) e Niels e Francois (2006), preferem trabalhar apenas com algumas contas do BP.<sup>14</sup>

No caso de países considerados novos usuários do regime *antidumping*, há o estudo de Niels e Francois (2006), que investiga a relação entre fatores macroeconômicos e pedidos de investigação de *dumping* para o México no período de 1987 a 2000. Os autores concluem que há evidências de que a apreciação do câmbio real e uma piora na balança comercial impulsionariam os processos *antidumping*. Com relação ao nível de atividade econômica interna e externa, encontrou-se uma relação negativa com as petições AD. Assim, em cenários recessivos aumentaria a pressão por proteção *antidumping*.

Embora o trabalho de Niels e Francois (2006) indique que variáveis macroeconômicas influenciam a abertura de casos AD, o estudo de Vasconcelos e Firme (2011), realizado para o Brasil, aponta na direção contrária. Os resultados destes autores revelam que variáveis macroeconômicas não afetam o número de processos AD abertos entre 1990-2007. Desta forma, a autoridade brasileira não se deixaria influenciar por oscilações econômicas no momento de decidir pela abertura de um processo AD.

Aggarwal (2004) também investigou o efeito de fatores macroeconômicos sobre o uso do mecanismo AD. Para tanto o autor utilizou dados em painel para 99 países entre os anos de 1980 e 2000. Seus resultados indicam que o nível de atividade econômica afeta tanto o número de petições de investigações quanto o resultado destas investigações. Ademais, o autor revela que países desenvolvidos estariam utilizando este instrumento mais como uma ferramenta protecionista do que como um

<sup>10</sup> "If the macroeconomic environment is sluggish, any import competition may put further downward pressure on the capacity utilization, profit margins and employment. Moreover, under such circumstances, the probability of an affirmative material injury finding also increases." (AGGARWAL, 2004, p. 1047).

<sup>11</sup> "A weak economy in the importing country might naturally lead foreign firms to reduce prices on shipments to the importing country. This could increase the likelihood of pricing below fair value." (KNETTER; PRUSA, 2003, p.2).

<sup>12</sup> Quando o preço cobrado no mercado interno está abaixo de uma estimativa de custo mais um retorno normal.

<sup>13</sup> Quando o preço cobrado por um produto exportado pelo país "x" com destino a um mercado doméstico "y" está abaixo do preço cobrado pelo mesmo produto fabricado por "x" com destino a outros mercados.

<sup>14</sup> Aggarwal (2004) incluiu apenas a variação das importações e a participação da balança comercial no comércio total do país.

mecanismo de correção do comércio desleal. Enquanto isto, os países em desenvolvimento estariam concentrando este recurso na retaliação ao uso deste mecanismo por parte de países estrangeiros.<sup>15</sup>

Os trabalhos analisados até aqui revelam que a abertura de processos *antidumping* pode sofrer influência de variáveis como: Nível de Atividade Econômica Interna e Externa, Taxa de Câmbio e Saldo da Balança Comercial. Outra variável que será incluída neste trabalho é a inflação. Conforme coloca Vasconcelos e Vasconcelos (2005), a legislação *antidumping* poderia favorecer o comportamento anti-competitivo, alterando a dinâmica de preços de um determinado segmento. Neste caso, a diminuição da concorrência pressionaria os preços deste segmento para cima. Fato que poderia influenciar, em maior ou menor escala, o nível de preços internos. Assim, em um período de pressão inflacionária, a autoridade reguladora poderia ficar menos inclinada a iniciar um número elevado de processos *antidumping*.<sup>16</sup>

Em resumo, esta seção indicou que o número de investigações *antidumping* (NI) pode ser afetado pela renda interna (Y), renda externa (Y\*), taxa de câmbio real (e), saldo do balanço de pagamentos (BP) e nível de preços (P). Logo:  $NI = f[Y_{(-)}, Y_{(+/-)}^*, e_{(+/-)}, BP_{(-)}, P_{(-)}]$  (1)

Onde o sinal esperado de cada variável é apresentado entre parênteses.

## 2. 4. Metodologia e Base de dados

Procurando verificar se fatores macroeconômicos influenciam a abertura de processos *antidumping* no Brasil e na Argentina no período de 1995 a 2010, empregou-se um modelo semelhante àquele proposto por Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011). Estes últimos utilizaram um modelo de defasagem distribuída sem nenhum termo auto-regressivo. Já o modelo de Niels e Francois (2006) inclui variáveis com defasagens e um termo auto-regressivo, fazendo com que a aplicação fique semelhante a um modelo Auto-Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL).<sup>17</sup> Como é provável que exista alguma inércia associada à abertura de processos *antidumping*, de modo que os casos AD iniciados em t-1 poderiam influenciar a abertura em t, optou-se por utilizar o modelo ARDL. Além disso, no intuito de conferir maior robustez ao modelo, as variáveis explicativas foram selecionadas com base no teste de robustez proposto por Sala-i Martin (1997). Uma vez definidas as variáveis do modelo, o mesmo foi estimado através de um modelo de contagem (*count model*) do tipo Poisson. Nas palavras de Aggarwal (2004, p.1049): "*The Poisson regression model, a non-linear model, is widely used for such data.*"<sup>18</sup>

### 2.4.1 O modelo Econométrico

Com relação aos modelos ARDL, Greene (1997), revela que, além do efeito inercial captado pela variável dependente defasada ( $Y_{t-k}$ ), eles reconhecem que um choque qualquer pode ter implicações comportamentais para além do período em que ocorreu. Assim os efeitos das decisões econômicas podem perdurar ao longo do tempo.<sup>19</sup> Logo, trata-se de um modelo dinâmico que leva em consideração tanto esta inércia quanto a possibilidade de efeitos defasados por parte das variáveis explicativas, conforme demonstrado a seguir:  $y_t = a + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_k y_{t-k} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} + \varepsilon$  (2) Onde: y é a variável dependente; a é uma constante do modelo;  $\theta_1 \dots \theta_k$  são os componentes de efeito inercial associados à variável dependente defasada em t-1,...,t-k períodos; X é uma matriz de variáveis explicativas onde o termo subscrito representa a defasagem (t, t-1, ..., t-k);  $\beta_0, \beta_1 \dots \beta_k$  são parâmetros que acompanham X;  $\varepsilon$  é um erro aleatório [ $N \sim (0, S^2)$ ].<sup>20</sup>

<sup>15</sup> Para outros trabalhos que analisam os efeitos variáveis macroeconômicas sobre a decisão da unidade reguladora em aplicar *antidumping*, ver: Finger *et al.* (1982), Hansen e Prusa (1997), Feinberg (2005) e Francois e Niels (2004).

<sup>16</sup> A hipótese levantada é que, enquanto firmas nacionais e estrangeiras concorrem abertamente pelo mercado interno, o nível de preços fica próximo ao seu limite inferior (lucro reduzido). Porém, caso um setor consiga obter uma medida AD é provável que a falta de concorrência externa faça com que as empresas deste setor, paulatinamente, aumentem os preços internos.

<sup>17</sup> Sigla referente ao termo em inglês: *Auto-Regressive Distributed Lag*.

<sup>18</sup> Knetter e Prusa (2003) e Vasconcelos e Firme (2011) também utilizaram a especificação de Poisson em seus trabalhos.

<sup>19</sup> Esta informação pode ser importante para os formuladores de política econômica, pois é possível mensurar quanto da modificação acontecerá no instante em que ela ocorre e quanto ocorrerá nos períodos seguintes.

<sup>20</sup> A Equação 2 representa um modelo de ARDL envolvendo K períodos. Neste caso, o  $\beta_0$  é conhecido como coeficiente de impacto ou multiplicador de curto prazo, visto que uma variação em  $X_t$  causa um efeito contemporâneo em  $Y_t$ . Assim,  $\beta_0$  é a derivada parcial de  $Y_t$  em relação a  $X_t$ . Note que qualquer outro impacto já levará em conta o efeito inercial de Y. Por exemplo, se uma mudança unitária em X é mantida,  $(\beta_0 + \beta_1 + \theta_1)$  medem a variação acumulada em Y neste período,  $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \theta_1 + \theta_2)$  no período seguinte, e assim por diante. Esta soma parcial é chamada de impacto intermediário. Finalmente, após K períodos, obtêm-se o impacto de longo prazo ou impacto total que é dado pela soma dos betas e tetas.



Substituindo os elementos da equação 1 em 2, de modo que  $y = NI$  e  $X = [Y, Y^*, e, BP, P]$ , obtém-se o modelo básico que será usado neste trabalho.

Todavia, como o número de investigação *antidumping* (NI) apresenta características de uma variável de contagem (ou seja, assume um número reduzido de valores inteiros e não negativos), a estimação via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) não é aconselhável. O fato é que este tipo de variável não deve ser tratada como contínua e dificilmente apresentará uma distribuição normal. Segundo Greene (2002, p.740), "*In principle, we could analyze these data using multiple linear regression. But the preponderance of zeros and the small values and clearly discrete nature of the dependent variable suggest that we can improve on least squares and the linear model with a specification that accounts for these characteristics. The Poisson regression model has been widely used to study such data*".

A função de densidade condicional de  $y_i$ , dado um conjunto de regressores,  $X_i$ , associada ao Modelo de Poisson é:  $f(y_i|X_i'\beta) = \frac{e^{-\exp(X_i'\beta)} \exp(X_i'\beta)^{y_i}}{y_i!}$  (3)

Onde:  $y_i$  é a variável dependente, composta por valores inteiros não negativos  $\{0, 1, 2, \dots\}$ ;  $X_i$  é uma matriz contendo as variáveis explicativas e  $\beta$  são os parâmetros associados à estas variáveis.

A equação 3 revela que este modelo não é linear em seus parâmetros. Sendo assim, os modelos de regressão linear não seriam capazes de fornecer boas estimativas. Conforme relembra Wooldridge (2002, cap. 12), uma alternativa seria a utilização dos Mínimos Quadrados Não-Lineares. Contudo, o autor argumenta que tal abordagem não explora a heterocedasticidade que geralmente acompanha os dados de contagem. Assim, a estimação por máxima verossimilhança apresenta melhores resultados.

De acordo com Greene (2002), o estimador de máxima verossimilhança (EMV), oriundo da equação 3, pode ser calculado através da maximização da função de Log-Verossimilhança:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n [-\exp(X_i'\beta) + y_i X_i'\beta - \ln y_i!] \quad (4)$$

$$\text{Logo, o EMV para o modelo de Poisson é: } \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n \{[y_i - \exp(X_i'\beta)]X_i\} = 0 \quad (5)$$

Para que este estimador seja consistente e eficiente, o Modelo de Poisson impõe que  $\text{Var}(y_i|X_i'\beta) = E(y_i|X_i'\beta)$ . Contudo, esta hipótese é freqüentemente violada. O caso mais comum é a super-dispersão (*overdispersion*) e ocorre quando  $\text{Var}(y_i|X_i'\beta) > E(y_i|X_i'\beta)$ .<sup>21</sup>

A fim de verificar esta hipótese, Cameron e Trivedi (1990), desenvolveram um teste que consiste em regredir  $(\varepsilon_i^2 - y_i)$  contra  $\hat{y}_i^2$  após ter estimado o modelo de Poisson.<sup>22</sup> Assim, se a estimação resultante obtiver um coeficiente positivo e significativo, haverá um indício de super-dispersão e o modelo de Poisson estará mal especificado.<sup>23</sup> Neste caso, deve-se utilizar uma generalização do Poisson, conhecida como Modelo Binomial Negativo, onde se introduz um efeito individual não observado ( $\varepsilon_i$ ) na média condicional ( $\mu_i$ ). Assim:  $\ln \mu_i = X_i'\beta + \varepsilon_i = \ln \lambda_i + \ln u_i$  (6)

Onde o distúrbio  $\varepsilon_i$  representa o erro de especificação do modelo que deve ser incluído na média condicional. Além disso,  $\lambda_i = \exp(X_i'\beta)$  e  $u_i = \exp(\varepsilon_i)$ . Desta forma, a distribuição de  $y_i$  condicionada a  $X_i$  e  $u_i$  permanece sendo Poisson:  $f(y_i|X_i'\beta, u_i) = \frac{e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^{y_i}}{y_i!}$  (7)

$$\text{Porém, } f(y_i|X_i'\beta) \text{ se transforma-se em: } f(y_i|X_i'\beta) = \int_0^\infty \left\{ \frac{e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^{y_i}}{y_i!} \right\} g(u_i) du_i \quad (8)$$

Assumindo que  $u_i$  tem uma distribuição Gama, do tipo:  $\{g(u_i) = [\theta^\theta / \Gamma(\theta)] e^{-\theta u_i} u_i^{\theta-1}\}$ , é possível mostrar que esta distribuição tem uma média condicional ( $\lambda_i$ ) e uma variância condicional  $\{\lambda_i [1 + \lambda_i (1/\theta)]\}$ . Assim, o modelo Binomial Negativo é capaz de acomodar a super-dispersão, visto que sua especificação aceita que  $\text{Var}(y_i|X_i'\beta) > E(y_i|X_i'\beta)$ .

#### 2.4.2 Seleção das Variáveis e Defasagens

<sup>21</sup> Segundo Wooldridge (2002), o caso em que  $\text{Var}(y_i|X_i'\beta) < E(y_i|X_i'\beta)$  é raro e recebe o nome de Sub-Dispersão (*Underdispersion*). Neste cenário, o Poisson e o Binomial Negativo se tornam inadequados. Na tentativa de contornar esta questão, buscou-se ponderar (CASTILLO & PEREZ-CASANY, 2005) ou generalizar (CONSUL, 1989) o modelo de Poisson e trabalhar com distribuições *Gamma* (WINKELMANN, 1995). Alguns modelos são capazes de lidar com ambos os casos (super e sub-dispersão), como o *COM-Poisson*, criado por Conway e Maxwell (1962) e aplicado por Shmueli *et al* (2005) e Kadane *et al* (2006), e o *Double Poisson*, proposto por Efron (1986).

<sup>22</sup> Onde  $\hat{y}_i$  é o valor estimado de  $y_i$  através do modelo de Poisson e  $\varepsilon_i^2 = (y_i - \hat{y}_i)^2$ .

<sup>23</sup> Outros testes para verificar Super-Dispersão foram desenvolvidos por Lee (1986), Gurmu (1991) e Wooldridge (1996).

Conforme mencionado, o método de seleção das variáveis proposto por Sala-i Martin (1997) permitiu a inclusão de um número maior de variáveis e defasagens no modelo, mesmo contando com poucas observações no banco de dados. Segundo Jensen e Würtz (2006, p.2): "*When only small or undersized samples are available for the analysis, researchers often have to work with models of relatively low dimension.*" Assim como ocorre no presente trabalho, o número reduzido de observações impedia que mais variáveis fossem incluídas no modelo (haveria mais parâmetros a serem estimados que observações). Neste caso, os autores sugerem que: "*Faced with this problem, some researchers choose a low-dimensional model using a model selection criterion (e.g.: AIC and BIC). Others consider a (large) number of low-dimensional models and use sensitivity analysis to assess the "robustness" of the variable of interest [e.g.: Levine and Renelt (1992) and Sala-i-Martin (1997)]*" (JENSEN E WÜRTZ, 2006, p.2). Desta forma, a utilização dos métodos mencionados possibilitaria incluir e testar um número maior de variáveis. Assim, as cinco variáveis apresentadas na Equação 1 foram desagregadas em um total de 28, conforme demonstrado no Quadro 1. Espera-se que tal desagregação minimize a possibilidade de viés de agregação (*aggregation bias*)<sup>24</sup> que geralmente está associado a dados macroeconômicos.<sup>25</sup>

**Quadro 1.** Discriminação das variáveis consideradas no Modelo (Total: 28).

| Var. | Variáveis Desagregadas                                                                                                                                                         | Descrição                                                                                                                                                                                                                                                                                                                        | Nº. |
|------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| Y    | $Y_N, Y_C, \Delta Y_N, \Delta Y_C$                                                                                                                                             | Foi verificada a influência do nível (Y) e da variação ( $\Delta Y$ ) da renda interna, ambas avaliadas em valores nominais ( $Y_N$ ) e constantes ( $Y_C$ ).                                                                                                                                                                    | 4   |
| Y*   | $Y_N^{CH}, Y_C^{CH}, Y_N^{US/BR}, Y_C^{US/BR}, Y_N^{RM}, Y_C^{RM}, \Delta Y_N^{CH}, \Delta Y_C^{CH}, \Delta Y_N^{US/BR}, \Delta Y_C^{US/BR}, \Delta Y_N^{RM}, \Delta Y_C^{RM}$ | A renda externa (Y*) também foi mensurada em valores nominais e constantes e testada em nível e diferença. Além disso, ela foi desagregada para os 2 principais alvos de medidas AD iniciadas pelo Brasil / Argentina mais a renda do resto do mundo. Respectivamente, China (CH), USA (US) / Brasil (BR) e Resto do Mundo (RM). | 12  |
| BP   | $BC, BS, Res, \Delta BC, \Delta BS, \Delta Res$                                                                                                                                | O Balanço de Pagamentos (BP) foi subdividido em Balança Comercial (BC), Balança de Serviços (BS) e Reservas acumuladas no exercício (Res). Assim como nos demais casos, elas foram testadas em nível e em diferença.                                                                                                             | 6   |
| e    | $e, E, \Delta e, \Delta E$                                                                                                                                                     | Considerou-se o nível e as variações na taxa de câmbio real (e) e nominal (E).                                                                                                                                                                                                                                                   | 4   |
| P    | $P, \Delta P$                                                                                                                                                                  | Por fim, tanto o nível de preços (P) quanto a inflação foram incluídos ( $\Delta P$ ).                                                                                                                                                                                                                                           | 2   |

**Fonte:** Elaboração própria com base nos trabalhos apresentados na seção 2.4.

Quanto à defasagem, optou-se por um período de 1 ano (4 trimestres) que, segundo Knetter e Prusa (2003) e Aggarwal (2004), é aceitável em análise AD. Tal defasagem é superior à praticada por Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011). No primeiro caso, as variáveis foram defasadas em 1 período (6 meses), enquanto Vasconcelos e Firme (2011) o fazem para 3 períodos (ou 9 meses).<sup>26</sup>

Entretanto, o período de influência das variáveis poderia ser ainda maior que 1 ano. No caso da Argentina, basta analisar os relatórios semestrais do MIND/SSPGE (2011) para notar que, em boa parte dos casos, os indícios de *dumping* e dano são constatados para períodos anteriores a 2 anos (contados a partir da abertura do processo).<sup>27</sup> No Brasil, a Portaria SECEX nº. 25, de 30 de julho de 2012 revela que a comprovação de dano pode incluir informações de até 60 meses anteriores a abertura do processo.<sup>28</sup> Esta

<sup>24</sup> As causas e problemas relacionados ao viés de agregação são bem discutidos em Stoker (1993) e Glaeser *et al* (2003). Segundo Glaeser *et al* (2003), este tipo de viés ocorre quando há perda de informação devido à agregação de dados heterogêneos. Tome-se como exemplo o efeito da renda externa (Y\*) sobre a abertura de casos *antidumping* (AD). Logo, poderia haver viés de agregação se a renda externa de alguns países apresentasse uma trajetória diferente daquela verificada nos demais. Neste cenário estar-se-ia agregando informações heterogêneas que, segundo Stoker (1993) e Glaeser *et al* (2003), poderiam afetar a magnitude dos coeficientes estimados.

<sup>25</sup> Segundo Resende Filho *et al* (2012, p.35), este viés é "provável de ocorrer em estudos que utilizam dados agregados de séries temporais". Britto (2006, p.237), em trabalho realizado para o Brasil, revela que os problemas associados ao viés de agregação são "comuns aos dados regionais e nacionais".

<sup>26</sup> O problema é que os trabalhos relacionados à literatura *antidumping* não dispõem de grandes séries temporais. Os artigos mencionados dispunham de 28 e 68 observações, respectivamente. Assim, a cada defasagem incluída os pesquisadores enfrentavam um *trade-off* entre a omissão de variáveis relevantes (no caso de uma defasagem não incluída) e as propriedades assintóticas do modelo (que dependem da disponibilidade de observações).

<sup>27</sup> Cabe ressaltar que o MIND/SSPGE (2011) passou a divulgar a investigação para dano e *dumping* no período de pré-abertura do processo apenas a partir do 1º Semestre de 2009. Nos relatórios anteriores esta informação não está disponível.

<sup>28</sup> No caso da Argentina, a análise de dano à indústria interna é responsabilidade da Comissão Nacional de Comércio Exterior – CNCE. Já a caracterização de *dumping* é realizado pela Subsecretaria de Políticas e Gestão Comercial – SSPGC. No Brasil, ambos são analisados pelo Departamento de Comércio - DECOM.



falta de definição sobre o período de influência das variáveis em um modelo que não é bem definido em termos teóricos gera um novo problema. O fato é que, quando não se sabe ao certo qual período e quais variáveis são relevantes para explicar o modelo, geralmente opta-se por incluir o maior número de variáveis e defasagens possíveis. Porém, a própria correlação existente entre as variáveis pode levar o modelo a aceitá-las como relevantes quando na realidade não o são (e vice-versa). Coelho e Figueiredo (2007, p.339) expressam bem esta questão. Segundo eles: "Mesmo que o pesquisador inclua um grande número de variáveis de forma a evitar a omissão de variáveis, ao realizar algumas regressões combinando as variáveis disponíveis, ele se deparará com situações onde uma variável que era significativa em determinada regressão, deixa de sê-la quando incluímos ou excluimos algumas variáveis".

Logo, visando contornar esta questão e conferir maior robustez à escolha das variáveis, propõe-se a utilização da versão menos restritiva do teste de Levine e Renelt (1992) proposta por Sala-i Martin (1997). Tal procedimento permite testar um número maior de variáveis do que seria possível em uma estimação convencional. Neste trabalho, os 333 casos *antidumping* iniciados pela Argentina e os 291 iniciados pelo Brasil, durante o período de 1995 a 2010, foram agrupados em periodicidade trimestral. Logo, tem-se  $t = 1, \dots, 64$ . Entretanto, observando o Quadro 1, é nota-se que 14 variáveis em nível mais 14 em diferença foram consideradas. Some-se a isso a defasagem de 1 ano (4 trimestres) aplicada a cada variável explicativa e ao termo auto-regressivo (ver Equação 2) e será necessário estimar  $[Cte + 28 + (4 \times 28) + 4] = 145$  parâmetros. Valor superior ao número de observações (64).<sup>29</sup>

#### 2.4.3 O Método Robusto de Levine e Renelt (1992) e Sala-i Martin (1997)

Segundo Hoover e Perez (2004, p.766), um dos problemas associados a trabalhos empíricos é que "*different studies reach different conclusions depending on what combination of regressors the investigator chooses to put into his regression.*" Visando contornar esta questão e conferir maior credibilidade aos resultados Levine e Renelt (1992), baseados em Leamer (1983, 1985)<sup>30</sup>, desenvolveram um teste (*Extreme Bounds Analysis - EBA*) onde o coeficiente e a significância de cada variável explicativa são avaliados através de diversas regressões. Todavia, Sala-i-Martin (1997) argumenta que esta abordagem é restritiva demais e tende a excluir a grande maioria das variáveis.<sup>31</sup> Assim, ele propõe que, ao invés de analisar os valores extremos de cada coeficiente estimado para uma variável, deve-se considerar toda a distribuição das estimativas da variável de interesse.<sup>32</sup>

Estes testes e suas variações têm sido utilizados para avaliar os determinantes de diversos fenômenos. Tais como: crescimento econômico (LEVINE E RENELT, 1992; SALA-I MARTIN, 1997; HOOVER E PEREZ, 2004; BEUGELSDIJK *et al*, 2004; STURM E HAAN, 2005; REED, 2009), investimento externo direto (MOOSA E CARDACK, 2006), investimento em pesquisa e desenvolvimento (WANG, 2010) e decisões de empréstimo do FMI (MOSER E STURM, 2011). Lensink *et al* (2000) também usaram estes testes a fim de verificar a influência do risco político sobre a fuga de capitais. Para o Brasil, tem-se o trabalho sobre convergência de renda de Coelho e Figueiredo (2007). No que se refere à literatura *antidumping*, não foram encontrados trabalhos que utilizassem este instrumental.

O procedimento inicial, comum a ambos os autores, se fundamenta na realização de regressões da seguinte forma:  $\Gamma = a + \beta_{yi}Y + \beta_{zi}Z + \beta_{xi}X + \varepsilon$  (9)

onde:  $\Gamma$  é a variável dependente (abertura de casos *antidumping*);  $Z$  é a variável cuja robustez queremos testar,  $Y$  é o conjunto de variáveis comum a todas as regressões e  $X$  é um grupo formado normalmente por três variáveis extraídas de um conjunto de tamanho  $N$ .<sup>33</sup>

<sup>29</sup> A dificuldade em se obter dados para este tipo de pesquisa não é restrita a este artigo. Knetter e Prusa (2003), Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011) contaram com, respectivamente, 74, 28 e 68 observações.

<sup>30</sup> A idéia central de Leamer (1983, 1985) era que uma variável somente poderia se considerada relevante se seu coeficiente apresentasse pouca variação na presença ou ausência de outras variáveis explicativas.

<sup>31</sup> "In a critique on the application of the EBA approach to assess the robustness of growth results, Sala-i-Martin (1997) proposed to relax the criterion imposed by Leamer. His basic argument is that the EBA condition that a relationship should be significant as well as of the same sign in each and every regression equation is too strict." (BEUGELSDIJK *et al*, 2004, p.122).

<sup>32</sup> A abordagem de Sala-i-Martin (1997) é baseada em toda a distribuição dos coeficientes obtidos para a variável de interesse. Assim, considerando a função de distribuição acumulada (que se assume ser uma normal), é possível verificar como os coeficientes estão distribuídos dos dois lados de zero. Logo, foram consideradas relevantes todas as variáveis em que pelo menos 90% dos coeficientes estavam concentrados em um dos lados de zero.

<sup>33</sup> Como  $X$  é composto por três variáveis, o procedimento realizará  $\{N!/[(N-3)!3!]\}$  regressões para cada variável testada.

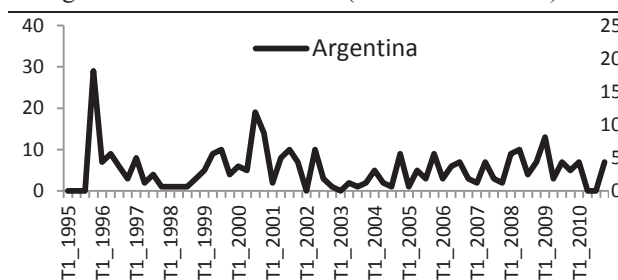
Ambos os testes se baseiam nos valores dos coeficientes  $\beta_z$  e nos seus respectivos desvios-padrão obtidos nas diversas regressões realizadas, mas diferem quanto ao critério utilizado para caracterizar a robustez da variável. O primeiro, proposto por Levine e Renelt, se fundamenta na técnica denominada *extreme bounds analysis* – EBA. Segundo esse critério, uma variável é dita robusta se seu limite inferior e superior possuírem o mesmo sinal, sendo o limite inferior dado pelo menor coeficiente significativo subtraído de duas vezes seu desvio-padrão,  $\beta_{zi} - 2\sigma_{zi}$ , e o limite superior, pela soma do maior coeficiente significativo a duas vezes seu desvio,  $\beta_{zi} + 2\sigma_{zi}$ . O teste proposto por Sala-i-Martin, por outro lado, se baseia na análise de toda distribuição do estimador  $\beta_z$  e, em uma de suas versões, se resume a verificação da significância da seguinte estatística:  $t = \left( \frac{\sum_i \beta_{zi}}{M} \right) / \left( \sqrt{\sum_i \sigma_{zi}^2 / M} \right)$  (10)

Onde  $M$  é o número de regressões realizadas o teste da robustez de cada variável. Neste caso, uma variável será considerada robusta se a estatística  $t$  for superior a determinado valor crítico estabelecido com base na significância do teste (no caso deste trabalho optou-se por um nível de confiança de 90%).<sup>34</sup>

#### 2.4.4 Descrição da Base de dados

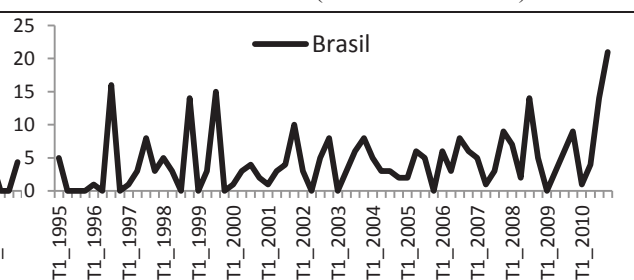
$NI_t \Rightarrow$  é o número de processos *antidumping* abertos e encerrados no período  $t$ . Os 333 casos abertos pela unidade reguladora da Argentina entre 1995 e 2010 foram obtidos nos relatórios semestrais do *Ministerio de Industria – Subsecretaría de Política y Gestión Comercial* - MIND/SSPGE (2011). No caso brasileiro, os 291 casos estão nos relatórios anuais do Departamento de Comércio - DECOM (2011). Tanto os casos argentinos quanto os brasileiros foram agrupados em trimestres (GRÁFICOS 10 e 11).

**Gráfico 10.** Casos *Antidumping* Iniciados na Argentina entre 1995 e 2010 (Dados Trimestrais).



**Fonte:** Relatórios do MIND/SSPGE (2011).

**Gráfico 11.** Casos *Antidumping* Iniciados no Brasil entre 1995 e 2010 (Dados Trimestrais).



**Fonte:** Elaboração via relatórios do DECOM (2011).

$Y_t \Rightarrow$  representa a produção interna bruta (PIB), em moeda nacional, do Brasil e da Argentina. No caso da Argentina, utilizou-se os valores trimestrais, em Pesos argentinos (\$) correntes, da *Dirección Nacional de Cuentas Nacionales* - DNCN,<sup>35</sup> disponíveis no *Instituto Nacional de Estadística y Censos* - INDEC (2013).<sup>36</sup> Para o Brasil, empregou-se o PIB mensal, em Reais (R\$) correntes, acumulado no trimestre. Estes dados são oriundos do Banco Central do Brasil (BCB) e estão disponíveis na seção de contas nacionais do IPEADATA (2013). Tanto o PIB brasileiro quanto o Argentino foram dessazonalizados utilizando o programa de ajuste sazonal X12, proposto pelo *U.S. Census Bureau*, e disponível no *software* Eviews 5.<sup>37</sup> As séries são apresentadas nos Gráficos 12 e 14.

Como se trata de um trabalho exploratório, onde não há um modelo formal bem definido, testou-se não apenas a influência do PIB corrente destes países como também a possibilidade do PIB a preços constantes influenciar a abertura de casos AD. Para tanto, as séries de PIB de Brasil e Argentina foram

<sup>34</sup> Como estes métodos realizam diversas estimações no intuito testar se o efeito relativo de "z" se mantém após diversas combinações de variáveis explicativas, eles acabam minimizando a possibilidade de que "z" seja incluída no modelo apenas por apresentar algum tipo de correlação não desejada com outras variáveis do modelo. Portanto, estes testes se apresentam como uma forma robusta para selecionar as variáveis que, de fato, devem ser incluídas no modelo.

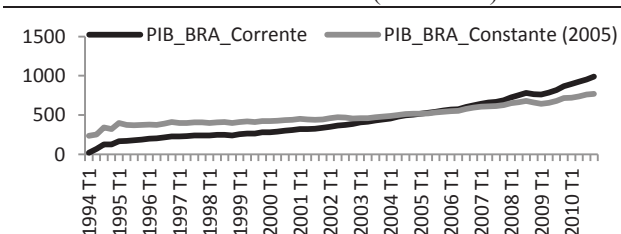
<sup>35</sup> Tabela de *Oferta y demanda globales, en millones de pesos a precios corrientes*.

<sup>36</sup> Cabe destacar que o PIB anual argentino era igual à média dos valores trimestrais (e não a soma). Assim, se um pesquisador somasse os valores trimestrais e convertesse o resultado em dólares iria encontrar um valor acumulado superior ao brasileiro (fato que não condiz com a realidade). Logo, os valores precisaram ser ajustados e o PIB anual foi redistribuído conforme a participação de cada trimestre no total produzido anualmente.

<sup>37</sup> Maiores detalhes na seção "*Seasonal Adjustment*" do *EViews 5 User's Guide* (2004, p.324-333).

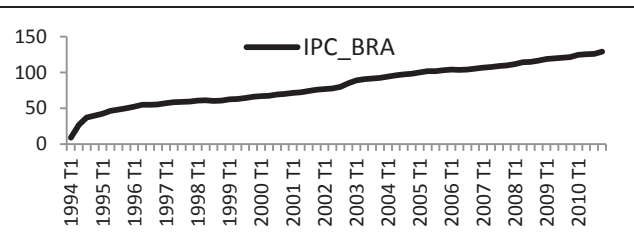
convertidas em valores de 2005 conforme o IPC destes países (GRÁFICOS 12 e 14).<sup>38</sup> O IPC argentino, utilizado na conversão, é disponibilizado pelo Fundo Monetário Internacional - *International Financial Statistics* (FMI/IFS). Já no caso do Brasil, foi utilizado IPC da Fundação Getúlio Vargas - FGV.<sup>39</sup> Os dois índices estão disponíveis no IPEADATA (2013) e são apresentados nos Gráficos 13 e 15.

**Gráfico 12.** PIB Brasileiro - Valores em Bilhões de Reais correntes e constantes (2005=100)



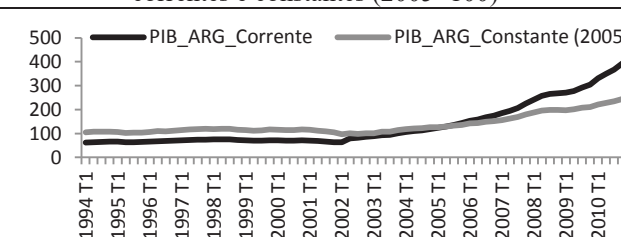
Fonte: BCB, IPEADATA (2013).

**Gráfico 13.** IPC do Brasil



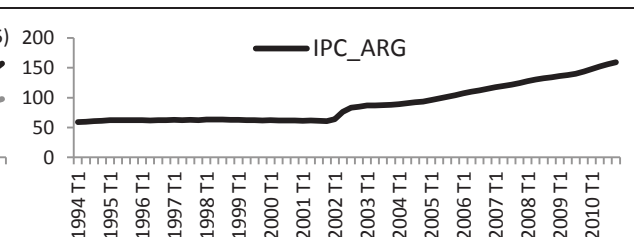
Fonte: FGV, IPEADATA (2013).

**Gráfico 14.** PIB Argentino - Valores em Bilhões de Pesos correntes e constantes (2005=100)



Fonte: DNCN, INDEC (2013).

**Gráfico 15.** IPC da Argentina



Fonte: FMI/IFS, IPEADATA (2013).

$Y_t^*$   $\Rightarrow$  representa o PIB das economias estrangeiras, valorado em US\$ de paridade de poder de compra (PPC). Como a China e os EUA são os principais alvos de medidas AD oriundas do Brasil (GRÁFICOS 5 e 6) enquanto China e Brasil são os principais alvos da Argentina (GRÁFICOS 3 e 4), optou-se por desagregar estes países do Resto do Mundo (RM). Assim, será possível verificar se a unidade reguladora do Brasil e da Argentina é influenciada por variações isoladas no PIB destes países.

No caso da China, o PIB anual corrente em US\$ de PPC, oriundo do Banco Mundial - *World Development Indicators* (WDI), disponibilizado pelo IPEADATA (2013), foi redistribuído trimestralmente com base na participação do PIB trimestral corrente, avaliado em milhões de Yuans, disponível no *National Bureau of Statistics of China* - NBSC (2013). Para evitar problemas de sazonalidade, a série trimestral do NBSC (2013) foi dessazonalizada através do método X12. A fim de obter o PIB a valores constantes, utilizou-se o IPC trimestral chinês do FMI/IFS, disponível no IPEADATA (2013).<sup>40</sup> Os resultados do PIB em US\$ correntes e constantes estão dispostos no Gráfico 16, enquanto o IPC, com 2005=100, está no Gráfico 17.

Quanto aos EUA, optou-se por utilizar o PIB trimestral dessazonalizado, em milhões de US\$, oriundo do FMI/IFS, disponibilizado pelo IPEADATA (2013). Cabe destacar que, assim como ocorreu com o PIB argentino, a média (e não o somatório) do PIB trimestral dos EUA batia com o montante

<sup>38</sup> Alguns autores evitam utilizar o IPC, pois a cesta de produtos utilizada para compor o índice pode variar entre países. Assim, o índice de preços por atacado (IPA) poderia ser mais indicado. No entanto, como será visto, não foi possível encontrar uma série com este índice para a China. Assim, optou-se pela utilização do IPC.

<sup>39</sup> Originalmente esta série apresentava periodicidade mensal e tinha o mês de agosto, de 1994, igual a 100. Logo, a série foi transformada em valores trimestrais usando-se o último elemento de cada série mensal. Além disso, para que os valores fossem compatíveis com os dos demais países adotou-se 2005 como ano base.

<sup>40</sup> A média (e não a soma) dos valores do IPC trimestral chinês batiam com o valor anual. Assim, o valor anual foi redistribuído conforme a distribuição dos valores trimestrais. Além disso, os valores originais estavam em variação percentual anual. Logo, estas variações foram transformadas em uma série de números-índice, com 2005 = 100. Para tanto:

$$\left[ \begin{array}{l} P_t = 1 + (IPC_t^*/100) \\ P_{t+1} = P_t[1 + (IPC_{t+1}^*/100)] \\ \vdots \\ P_{t+n} = P_{t+n-1}[1 + (IPC_{t+n}^*/100)] \end{array} \right] \text{ Logo: } \left[ \begin{array}{l} IPC_t^n = (P_t/P_{t=2005})100 \\ IPC_{t+1}^n = (P_{t+1}/P_{t=2005})100 \\ \vdots \\ IPC_{t+n}^n = (P_{t+n}/P_{t=2005})100 \end{array} \right] \text{ Onde: } \begin{array}{l} IPC_t^* \text{ está em } \Delta \text{ percentual} \\ e \\ IPC_t^n \text{ um índice: } 2005 = 100 \end{array}$$

anual. Logo, foi preciso desagregar o PIB anual (em US\$) conforme a distribuição trimestral. Para trazer o PIB a valores de 2005 foi utilizado o IPC trimestral do FMI/IFS disponível no IPEADATA (2013). Para o Brasil foi necessário desagregar o PIB anual em US\$ PPC, do FMI/IFS, com base nos na distribuição trimestral do PIB corrente dessazonalizado, medido em R\$, apresentado no Gráfico 12. Os valores a preços constantes foram calculados com base no IPC do Gráfico 13. Os índices de preços para o Brasil e EUA e o PIB destes países, em US\$ correntes e constantes, estão nos Gráficos 17 e 16 respectivamente.

A fim de obter uma *proxy* do PIB em US\$ do Resto do Mundo (excluindo China, EUA, Brasil e Argentina), utilizou-se o somatório do PIB de 11 países que, acredita-se, são representativos no que se refere à produção mundial.<sup>41</sup> Assim, o PIB anual corrente destes países, valorado em US\$ PPC, oriundo do Banco Mundial - *World Development Indicators* (WDI), foi redistribuído trimestralmente com base na participação do PIB trimestral destes 11 países, avaliado em moeda nacional corrente, disponibilizado pelo FMI/IFS. Tanto as séries anuais quanto as trimestrais estão no IPEADATA (2013).<sup>42</sup> O somatório resultante, denominado PIB do RM, está exposto no Gráfico 16.<sup>43</sup>

**Gráfico 16.** PIB de China, Brasil, EUA e Resto do Mundo - Valores em Bilhões de US\$ correntes e constantes (2005=100)

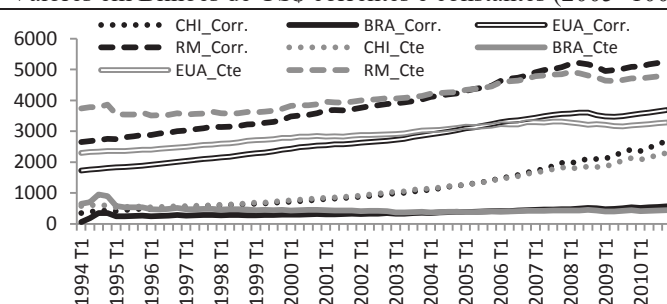
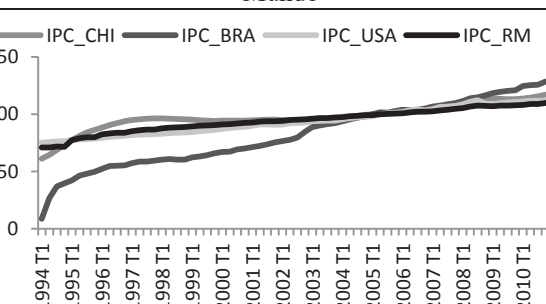


**Gráfico 17.** IPC da China, Brasil, EUA e Resto do Mundo



**Fonte:** Elaboração própria com base nos dados do Banco Mundial e FMI/IFS (IPEADATA, 2013). Além destes, usou-se dados do NBSC (2013), para o PIB chinês, e do BCB, FGV (IPEADATA, 2013) para o PIB brasileiro.

$\Delta e_t \Rightarrow$  representa a taxa de câmbio real ( $e$ ).<sup>44</sup> No entanto, testou-se também a possibilidade do câmbio nominal ( $E$ ) influenciar a abertura de casos AD. No caso da Argentina, usou-se a taxa de câmbio (Peso Argentino/US\$) do FMI/IFS. Para o Brasil, foi utilizado o câmbio comercial (Reais/US\$) do BCB. Ambos obtidos no IPEADATA (2013). O câmbio real requer que se conheça o nível de preços internos ( $P$ ) e externos ( $P^*$ ). Assim, o IPC brasileiro e argentino (GRÁFICOS 13 e 15) foi utilizado no cálculo da inflação interna ( $P$ ) acumulada no período analisado. O mesmo procedimento foi feito para o resto do mundo (incluindo China e EUA)<sup>45</sup> de modo a obter um série com a inflação externa acumulada ( $P^*$ ). O câmbio real e nominal de Brasil e Argentina são apresentados nos Gráficos 18 e 19, respectivamente.

**Gráfico 18.** Câmbio Real ( $e$ ) e Nominal ( $E$ ) do Brasil

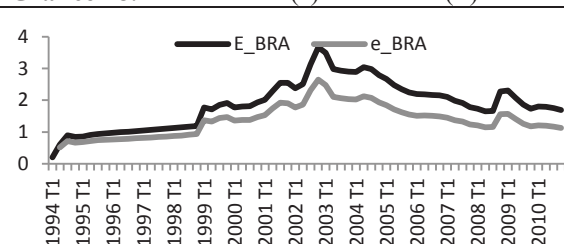
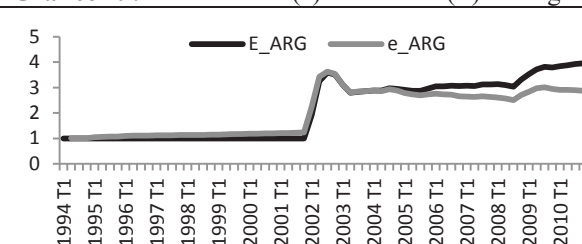


**Gráfico 19.** Câmbio Real ( $e$ ) e Nominal ( $E$ ) da Argentina



**Fonte:** Elaboração com base nas taxas de câmbio do FMI/IFS e BCB (IPEADATA, 2013) e nas relações de preços internos e externos obtidas anteriormente.

<sup>41</sup> São eles: Alemanha; Bélgica; Canadá; Coréia do Sul; Espanha; França; Holanda; Itália; Japão; México; Reino Unido.

<sup>42</sup> O PIB trimestral de 9 destes países já se apresentava dessazonalizado. No caso da Bélgica e da Coreia do Sul, utilizou-se o método de ajuste sazonal X12.

<sup>43</sup> Quanto ao IPC do resto do mundo, utilizou-se o IPC trimestral do FMI/IFS de cada um dos países do Resto do Mundo (RM) para converter cada PIB corrente, individualmente, em valores constantes (2005=100). Feito isto, foi possível obter o PIB do RM a preços constantes e deduzir o IPC através da relação  $[(PIB^{CTE}/PIB^{Corr.}) * 100]$  (GRÁFICO 17).

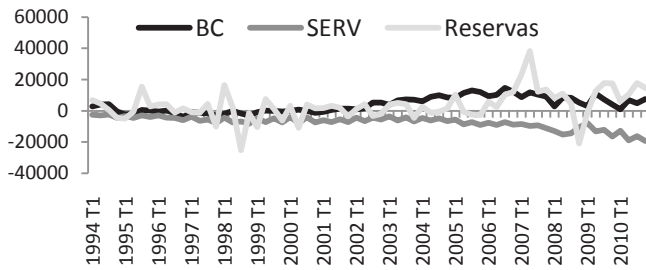
<sup>44</sup> Sendo  $e = E(P^*/P)$ . Onde  $E$  representa o câmbio nominal.

<sup>45</sup> Este IPC foi calculado da mesma forma que o do Gráfico 15. Porém os EUA e a China foram incluídos no cálculo.



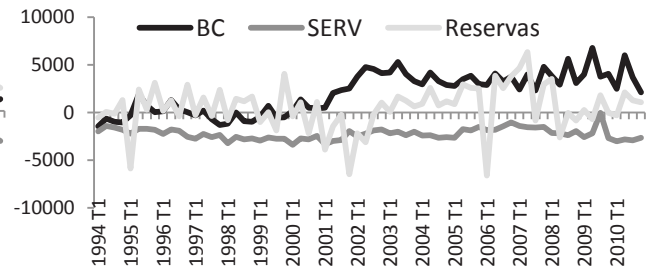
$\Delta TC_t \Rightarrow$  é o saldo trimestral em transações correntes. Porém, optou-se por desagregar esta conta em: Balança Comercial e Balança de Serviços. Além disso, inclui-se a variação das reservas internacionais. Os dados argentinos estão disponíveis no INDEC (2013). Para o Brasil, eles são disponibilizados pelo BCB via IPEADATA (2013). Tais contas são apresentadas nos Gráficos 20 e 21.

**Gráfico 20.** Componentes do Balanço de Pagamentos: BRASIL (milhões de US\$)



Fonte: BCB, IPEADATA (2013).

**Gráfico 21.** Componentes do Balanço de Pagamentos: ARGENTINA (milhões de US\$)



Fonte: DNCN, INDEC (2013).

## 2. 5. Resultados

Conforme mencionado, foram consideradas 28 variáveis (14 em nível e 14 em diferença) que, segundo a literatura, poderiam afetar a abertura de processos *antidumping*. Como o modelo ainda inclui um termo auto-regressivo ( $NI_{t-n}$ ) e todas as variáveis foram defasadas em 4 trimestres  $\{n=1,2,3,4\}$ , seria necessário estimar 145 parâmetros para cada país analisado. Dado que cada amostra contém apenas 64 observações, algumas variáveis precisaram ser excluídas. O primeiro passo consistiu em verificar a estacionariedade das séries (TABELA 2). Como o número de investigações *antidumping* (NI) se mostrou estacionário,  $I(0)$ , tanto no caso do Brasil quanto na Argentina, foram excluídas do modelo as variáveis não estacionárias  $I(1)$ . Este processo excluiu quase todas as variáveis em nível, o que talvez justifique a preferência de Knetter e Prusa (2003) e Aggarwal (2004) por trabalhar com tais variáveis em diferença.

A exclusão de 13 variáveis não estacionárias para o Brasil e 12 para a Argentina, reduziu a necessidade de estimação de parâmetros de 145 para 80 e 85, respectivamente. Todavia, estes valores ainda são superiores às 64 observações disponíveis. Desta forma, a influência de cada variável restante sobre o número de casos *antidumping* (NI) foi testada de acordo com o teste proposto por Sala-i Martin (1997), que consiste em regredir a variável dependente NI contra uma variável explicativa "z" qualquer e a combinação, tomada 3 a 3, de todas as variáveis explicativas restantes. Assim, estimou-se diversas regressões para cada variável até que todas as combinações fossem realizadas..

**Tabela 2.** Teste de Raiz Unitária de *Dickey-Fuller* Aumentado

| Descrição das Variáveis | Brasil             |       |       |                        |       |       | Argentina          |       |       |                        |       |       |
|-------------------------|--------------------|-------|-------|------------------------|-------|-------|--------------------|-------|-------|------------------------|-------|-------|
|                         | Variáveis em Nível |       |       | Variáveis em Diferença |       |       | Variáveis em Nível |       |       | Variáveis em Diferença |       |       |
|                         | 1%                 | 5%    | 10%   | 1%                     | 5%    | 10%   | 1%                 | 5%    | 10%   | 1%                     | 5%    | 10%   |
|                         | -3,54              | -2,91 | -2,59 | -3,54                  | -2,91 | -2,59 | -3,55              | -2,91 | -2,59 | -3,55                  | -2,91 | -2,59 |
| NI                      | I(0)               | I(0)  | I(0)  | -                      | -     | -     | I(0)               | I(0)  | I(0)  | -                      | -     | -     |
| $Y_N$                   | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| $Y_C$                   | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(1)                   | I(0)  | I(0)  |
| $Y_N^{CH}$              | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(1)                   | I(1)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(1)                   | I(1)  | I(0)  |
| $Y_C^{CH}$              | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| $Y_N^{US}$              | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | -                  | -     | -     | -                      | -     | -     |
| $Y_C^{US}$              | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | -                  | -     | -     | -                      | -     | -     |
| $Y_N^{BR}$              | -                  | -     | -     | -                      | -     | -     | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| $Y_C^{BR}$              | -                  | -     | -     | -                      | -     | -     | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| $Y_N^{RM}$              | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| $Y_C^{RM}$              | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| E                       | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| e                       | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| $BP^{BC}$               | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| $BP^{BS}$               | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(0)               | I(0)  | I(0)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| $BP^{Res}$              | I(0)               | I(0)  | I(0)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(0)               | I(0)  | I(0)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |
| P                       | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  | I(1)               | I(1)  | I(1)  | I(0)                   | I(0)  | I(0)  |

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do *Software Eviews*.

Os resultados da Tabela 3 revelam que o câmbio real ( $\Delta e$ ) e nominal ( $\Delta E$ ) parecem não afetar o número de processos AD iniciados no Brasil. O teste de Sala-i-Martin (1997) indicou que estas variáveis

não são significativas para o modelo. O mesmo ocorre com a renda nacional, real ( $\Delta Y_C$ ) e nominal ( $\Delta Y_N$ ), brasileira e a renda nominal do resto do mundo ( $\Delta Y_N^{RM}$ ). Nestes casos, a falta de significância ocorreu tanto com as variáveis contemporâneas ( $t=0$ ) quanto defasadas ( $t=1,2,3,4$ ). A inflação ( $\Delta P$ ) e a Balança de Serviços ( $\Delta BP^{BS}$ ) se mostraram significativas apenas defasadas em 4 e 2 períodos, respectivamente. Alternativamente, a renda real da China ( $\Delta Y_C^{CH}$ ) e dos EUA ( $\Delta Y_C^{US}$ ) e a nominal da China ( $\Delta Y_N^{CH}$ ) foram significativas em todas as defasagens ( $t = 0, \dots, 4$ ). O mesmo pode ser dito da Balança Comercial ( $\Delta BP^{BC}$ ). No caso da Argentina, os resultados indicam que a renda real ( $\Delta Y_C^{BR}$ ) e nominal ( $\Delta Y_N^{BR}$ ) brasileira não tem influência sobre o número de processos AD. O mesmo parece ocorrer com o câmbio real. Já o câmbio nominal parece influenciar o modelo apenas quando defasada em 4 períodos. Assim como ocorreu no Brasil, a Balança Comercial argentina se mostrou significativa em todas as defasagens.

**Tabela 3.** Resultados do Teste de Robustez para as variáveis do modelo Y

| Teste<br><i>Lag</i> | Brasil              |      |      |      |      |                      |     |     |     |     | Argentina           |      |      |      |      |                      |     |     |     |     |
|---------------------|---------------------|------|------|------|------|----------------------|-----|-----|-----|-----|---------------------|------|------|------|------|----------------------|-----|-----|-----|-----|
|                     | Casos Positivos (%) |      |      |      |      | Sala-i Martin (1997) |     |     |     |     | Casos Positivos (%) |      |      |      |      | Sala-i Martin (1997) |     |     |     |     |
|                     | 0                   | 1    | 2    | 3    | 4    | 0                    | 1   | 2   | 3   | 4   | 0                   | 1    | 2    | 3    | 4    | 0                    | 1   | 2   | 3   | 4   |
| $NI$                | -                   | 11.4 | 0.0  | 98.7 | 99.8 | -                    | n/s | *** | *** | *** | -                   | 100  | 100  | 100  | 100  | -                    | *** | *** | *** | *** |
| $\Delta Y_N$        | 20.9                | 7.8  | 98.9 | 10.6 | 17.3 | n/s                  | n/s | n/s | n/s | n/s | 86.4                | 0.4  | 0.0  | 12.2 | 10.3 | n/s                  | *** | *** | n/s | n/s |
| $\Delta Y_C$        | 98.3                | 67.8 | 97.5 | 54.9 | 62.9 | n/s                  | n/s | n/s | n/s | n/s | 96.6                | 0.2  | 2.9  | 95.6 | 94.4 | *                    | *** | *** | *   | *   |
| $\Delta Y_N^{CH}$   | 100                 | 100  | 0.3  | 0.3  | 99.9 | ***                  | *** | *** | *** | *** | 0.5                 | 10.4 | 100  | 63.8 | 2.7  | ***                  | n/s | *** | n/s | **  |
| $\Delta Y_C^{CH}$   | 93.7                | 96.4 | 0.2  | 2.2  | 99.8 | *                    | *** | *** | *** | *** | 0.1                 | 3.1  | 96.5 | 7.1  | 0.8  | ***                  | **  | **  | n/s | *** |
| $\Delta Y_N^{US}$   | 5.2                 | 88.3 | 18.6 | 7.1  | 0.7  | *                    | n/s | n/s | *   | **  | -                   | -    | -    | -    | -    | -                    | -   | -   | -   | -   |
| $\Delta Y_C^{US}$   | 99.7                | 5.2  | 0.0  | 97.5 | 99.9 | ***                  | *   | *** | **  | *** | -                   | -    | -    | -    | -    | -                    | -   | -   | -   | -   |
| $\Delta Y_N^{BR}$   | -                   | -    | -    | -    | -    | -                    | -   | -   | -   | -   | 77.7                | 23.5 | 15.8 | 44.3 | 27.6 | n/s                  | n/s | n/s | n/s | n/s |
| $\Delta Y_C^{BR}$   | -                   | -    | -    | -    | -    | -                    | -   | -   | -   | -   | 27.5                | 56.2 | 64.3 | 15.9 | 26.3 | n/s                  | n/s | n/s | n/s | n/s |
| $\Delta Y_N^{RM}$   | 165                 | 21.0 | 13.9 | 41.6 | 13.9 | n/s                  | n/s | n/s | n/s | n/s | 0.5                 | 32.9 | 99.9 | 99.0 | 1.0  | ***                  | n/s | *** | *** | *** |
| $\Delta Y_C^{RM}$   | 68.5                | 15.6 | 0.1  | 97.8 | 90.8 | n/s                  | n/s | **  | *   | *   | 0.0                 | 12.8 | 95.9 | 99.9 | 1.8  | ***                  | n/s | **  | *** | *** |
| $\Delta E$          | 10.4                | 0.3  | 91.2 | 3.8  | 19.9 | n/s                  | n/s | n/s | n/s | n/s | 30.9                | 96.2 | 4.6  | 3.0  | 2.7  | n/s                  | n/s | n/s | n/s | *   |
| $\Delta e$          | 13.9                | 4.2  | 95.8 | 0.0  | 12.5 | n/s                  | n/s | n/s | n/s | n/s | 33.3                | 100  | 11.2 | 7.8  | 6.5  | n/s                  | n/s | n/s | n/s | n/s |
| $\Delta BP^{BC}$    | 100                 | 0.0  | 100  | 88.1 | 0.0  | ***                  | *** | *** | *   | *** | 0.0                 | 93.6 | 95.9 | 100  | 100  | ***                  | *   | **  | *** | *** |
| $\Delta BP^{BS}$    | 5.7                 | 100  | 65.2 | 0.5  | 44.4 | n/s                  | *   | n/s | n/s | n/s | 44.5                | 92.0 | 0.0  | 0.0  | 99.9 | n/s                  | **  | *** | *** | *** |
| $\Delta BP^{Res}$   | 97.4                | 57.4 | 99.7 | 98.8 | 0.0  | **                   | n/s | *** | *** | *** | 12.8                | 3.7  | 24.1 | 96.1 | 0.0  | n/s                  | **  | n/s | *   | *** |
| $\Delta P$          | 0.1                 | 0.7  | 77.4 | 19.0 | 0.2  | n/s                  | n/s | n/s | n/s | **  | 39.3                | 4.8  | 1.4  | 0.2  | 0.4  | n/s                  | *   | *** | *** | *** |
| $BP^{BS}$           | -                   | -    | -    | -    | -    | -                    | -   | -   | -   | -   | 70.2                | 4.7  | 28.8 | 0.2  | 1.6  | n/s                  | **  | n/s | *** | *** |
| $BP^{Res}$          | 100                 | 100  | 100  | 100  | 70.8 | ***                  | *** | *** | *** | n/s | 0.0                 | 16.8 | 0.5  | 99.0 | 100  | ***                  | n/s | *** | *** | *** |

**Notas:** 1)  $P$ -valor: \*  $<0.10$ ; \*\*  $<0.05$ ; \*\*\*  $<0.01$ ; n/s  $\rightarrow$  não significativo. 2) No caso do Brasil, foram testadas 79 variáveis (incluindo as defasadas). Logo, o número de regressões realizadas para cada variável foi:  $\{78! / (78-3)!3! = 76.076$ . Isto representou um total de 6.010.004 regressões. Para a Argentina, considerou-se 84 variáveis, de modo que se estimou 91881 regressões para cada variável. Um total 7.718.004 regressões para o país.

**Fonte:** Elaboração própria do autor com base no *software* Matlab.

Quanto aos sinais das variáveis, notou-se que há bastante divergência entre o efeito destas variáveis sobre o Brasil e a Argentina. A Balança Comercial ( $\Delta BP^{BC}$ ) fornece um bom exemplo desta disparidade. Enquanto o efeito inicial ( $t=0$ ) desta variável no Brasil é predominantemente positivo (100% dos casos positivos), o efeito na Argentina é negativo (0% dos casos positivos). O efeito desta variável, defasada em 1 e 4 períodos, parece se manter oposto entre os dois países. Outro fato curioso ocorre com a variável dependente defasada ( $NI_{t-n}$ ) da Argentina. Além de se mostrar significativa em todos os períodos considerados ( $t=1, \dots, 4$ ), seu coeficiente permaneceu positivo em cada uma das defasagens. Este resultado indica que quanto mais medidas AD tiverem sido iniciadas na Argentina no passado ( $t-n$ ), maior será um número de casos abertos na atualidade (período  $t$ ). Embora os resultados apresentados na Tabela 3 revelem indícios sobre o sinal e significância das variáveis analisadas, tais estimações contaram com um número restrito de variáveis. O fato é que cada regressão incluiu apenas a constante, a variável testada ( $z$ ) e outras 3 variáveis combinadas 3 a 3. Logo, uma análise mais robusta é necessária.

No intuito de estimar os parâmetros de forma robusta, as variáveis significativas, a 10% de significância da Tabela 3, foram utilizadas em um Modelo de Contagem do tipo Poisson que, conforme mencionado, é ideal para os casos em que a variável de interesse ( $NI$ ) é composta por poucos números inteiros não negativos. Assim, duas especificações foram consideradas para cada país, onde a diferença básica refere-se às variáveis: renda interna e externa e câmbio. A primeira especificação considerou as variações nominais destas séries enquanto a segunda incluiu apenas variações reais (TABELA 4).

A princípio, apenas as variáveis não significativas, de acordo com o teste de Sala-i Martin (1997), foram excluídas do modelo ( $\diamond$ ). Contudo, ao se considerar a especificação de Poisson, outras variáveis se mostraram não significativas ( $\bullet$ ) e foram eliminadas segundo o critério de Schwarz. Desta forma, foi



possível definir quais seriam mantidas no modelo e verificar se o mesmo apresentava Super-dispersão (*Overdispersion*). Conforme apresentado na Tabela 4, apenas a especificação que considerou a renda e câmbio reais para o Brasil apresentou indícios de *Overdispersion* e precisou ser re-estimada através do Modelo Binomial Negativo. Nos demais casos, a especificação de Poisson se mostrou adequada.

**Tabela 4.** Efeito de Fatores Macroeconômicos sobre o N<sup>o</sup> de casos *Antidumping* no Brasil e Argentina

| Overdispersion: não                                  |                                        |           |          |           |           | Brasil                                               | Overdispersion: sim                          |           |           |           |           |              |     |  |
|------------------------------------------------------|----------------------------------------|-----------|----------|-----------|-----------|------------------------------------------------------|----------------------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------|-----|--|
| Variáveis                                            | Poisson - M1 (Renda e Câmbio Nominais) |           |          |           |           | Variáveis                                            | Binomial Negativo - M2(Renda e Câmbio Reais) |           |           |           |           | Efeito Total |     |  |
|                                                      | Defasagens                             |           |          |           |           |                                                      | Defasagens                                   |           |           |           |           | M1           | M2  |  |
|                                                      | 0                                      | 1         | 2        | 3         | 4         |                                                      | 0                                            | 1         | 2         | 3         | 4         |              |     |  |
| CTE                                                  | 0.316                                  | -         | -        | -         | -         | CTE                                                  | 1.339***                                     | -         | -         | -         | -         | N            | (+) |  |
| NI                                                   | -                                      | ◇         | ●        | ●         | ●         | NI                                                   | -                                            | ◇         | ●         | ●         | ●         | N            | N   |  |
| $\Delta Y_n$                                         | ◇                                      | ◇         | ◇        | ◇         | ◇         | $\Delta Y_C$                                         | ◇                                            | ◇         | ◇         | ◇         | ◇         | N            | N   |  |
| $\Delta Y_n^{CH}$                                    | ●                                      | 0.222***  | ●        | ●         | 0.276***  | $\Delta Y_C^{CH}$                                    | ●                                            | 0.135**   | -0.139*** | -0.104**  | 0.107*    | (+)          | (-) |  |
| $\Delta Y_n^{US}$                                    | ●                                      | ◇         | ◇        | ●         | -0.375*** | $\Delta Y_C^{US}$                                    | ●                                            | ◇         | ●         | -0.213    | ●         | (-)          | N   |  |
| $\Delta Y_n^{RM}$                                    | ◇                                      | ◇         | ◇        | ◇         | ◇         | $\Delta Y_C^{RM}$                                    | ◇                                            | ◇         | ●         | 0.221**   | ●         | N            | (+) |  |
| $\Delta E$                                           | ◇                                      | ◇         | ◇        | ◇         | ◇         | $\Delta e$                                           | ◇                                            | ◇         | ◇         | ◇         | ◇         | N            | N   |  |
| $\Delta BP^{BC}$                                     | ●                                      | -0.009*** | 0.022*   | ●         | -0.014*** | $\Delta BP^{BC}$                                     | ●                                            | -0.013*** | 0.030**   | ●         | -0.009*** | (-)          | (+) |  |
| $\Delta BP^{Bs}$                                     | ◇                                      | ●         | ◇        | ◇         | ◇         | $\Delta BP^{Bs}$                                     | ◇                                            | ●         | ◇         | ◇         | ◇         | N            | N   |  |
| $\Delta BP^{Res}$                                    | ●                                      | ◇         | ●        | ●         | ●         | $\Delta BP^{Res}$                                    | 0.061                                        | ◇         | ●         | ●         | ●         | N            | N   |  |
| $\Delta P$                                           | ◇                                      | ◇         | ◇        | ◇         | ●         | $\Delta P$                                           | ◇                                            | ◇         | ◇         | ◇         | ●         | N            | N   |  |
| $BP^{Res}$                                           | ●                                      | ●         | ●        | 0.030*    | ◇         | $BP^{Res}$                                           | ●                                            | 0.002*    | ●         | ●         | ◇         | (+)          | (+) |  |
| R = 0.56 ; $\hat{R}$ = 0.50 ; AIC = 5.15 ; SC = 5.43 |                                        |           |          |           |           | R = 0.58 ; $\hat{R}$ = 0.48 ; AIC = 5.05 ; SC = 5.50 |                                              |           |           |           |           |              |     |  |
| Overdispersion: não                                  |                                        |           |          |           |           | Argentina                                            | Overdispersion: não                          |           |           |           |           |              |     |  |
| Variáveis                                            | Poisson - M3 (Renda e Câmbio Nominais) |           |          |           |           | Variáveis                                            | Poisson - M4(Renda e Câmbio Reais)           |           |           |           |           | Efeito Total |     |  |
|                                                      | Defasagens                             |           |          |           |           |                                                      | Defasagens                                   |           |           |           |           | M3           | M4  |  |
|                                                      | 0                                      | 1         | 2        | 3         | 4         |                                                      | 0                                            | 1         | 2         | 3         | 4         |              |     |  |
| CTE                                                  | 0.475                                  | -         | -        | -         | -         | CTE                                                  | -0.199                                       | -         | -         | -         | -         | N            | N   |  |
| NI                                                   | -                                      | 0.022*    | 0.059*** | 0.036***  | 0.021*    | NI                                                   | -                                            | ●         | 0.055***  | 0.041***  | 0.026**   | (+)          | (+) |  |
| $\Delta Y_n$                                         | ◇                                      | ●         | ●        | ◇         | ◇         | $\Delta Y_C$                                         | 0.080**                                      | ●         | ●         | ●         | 0.077**   | N            | (+) |  |
| $\Delta Y_n^{CH}$                                    | -0.140***                              | ◇         | 0.100**  | ◇         | ●         | $\Delta Y_C^{CH}$                                    | -0.123***                                    | ●         | ●         | ◇         | ●         | (-)          | (-) |  |
| $\Delta Y_n^{BR}$                                    | ◇                                      | ◇         | ◇        | ◇         | ◇         | $\Delta Y_C^{BR}$                                    | ◇                                            | ◇         | ◇         | ◇         | ◇         | N            | N   |  |
| $\Delta Y_n^{RM}$                                    | ●                                      | ◇         | ●        | ●         | -0.333*** | $\Delta Y_C^{RM}$                                    | ●                                            | ◇         | ●         | ●         | -0.213*** | (-)          | (-) |  |
| $\Delta E$                                           | ◇                                      | ◇         | ◇        | ◇         | -0.039**  | $\Delta e$                                           | ◇                                            | ◇         | ◇         | ◇         | ◇         | (-)          | N   |  |
| $\Delta BP^{BC}$                                     | ●                                      | 0.016*    | ●        | ●         | 0.016*    | $\Delta BP^{BC}$                                     | ●                                            | ●         | 0.017*    | 0.014**   | 0.021***  | (+)          | (+) |  |
| $\Delta BP^{Bs}$                                     | ◇                                      | -0.031**  | ●        | -6.016*** | ●         | $\Delta BP^{Bs}$                                     | ◇                                            | -0.019*   | ●         | -4.190**  | ●         | (-)          | (-) |  |
| $\Delta BP^{Res}$                                    | ◇                                      | ●         | ◇        | ●         | -0.038*** | $\Delta BP^{Res}$                                    | ◇                                            | ●         | ◇         | ●         | -0.039*** | (-)          | (-) |  |
| $\Delta P$                                           | ◇                                      | 0.054**   | ●        | ●         | 0.141**   | $\Delta P$                                           | ◇                                            | 0.068**   | ●         | ●         | ●         | (+)          | (+) |  |
| $BP^{Bs}$                                            | ◇                                      | ●         | ◇        | -0.315*** | 0.294***  | $BP^{Bs}$                                            | ◇                                            | 0.029**   | ◇         | -0.250*** | 0.179**   | (-)          | (-) |  |
| $BP^{Res}$                                           | ●                                      | ◇         | ●        | ●         | 0.011***  | $BP^{Res}$                                           | ●                                            | ◇         | ●         | ●         | 0.014***  | (+)          | (+) |  |
| R = 0.68 ; $\hat{R}$ = 0.54 ; AIC = 4.64 ; SC = 5.30 |                                        |           |          |           |           | R = 0.74 ; $\hat{R}$ = 0.64 ; AIC = 4.57 ; SC = 5.23 |                                              |           |           |           |           |              |     |  |

**Legenda:** P-valor: \* <0.10; \*\* <0.05; \*\*\* <0.01. ● variável excluída via critério de Schwarz; ◇ variável não incluída (vide Tabela 3); **Notas:** 1) Para melhor visualização, os coeficientes associados ao Balanço de Pagamentos (BP) foram multiplicados por 100. 2) Todos os modelos continham 64 observações. (1995T1-2010T4). Porém, após as defasagens, este valor caiu para 60. 3) A fim de testar a *Overdispersion* usou-se o teste de Cameron e Trivedi (1990).

**Fonte:** Elaboração própria do autor com base no *software Eviews*.

Em se tratando de Brasil, os resultados indicaram que além do câmbio real ( $\Delta e$ ) e nominal ( $\Delta E$ ), da renda interna real ( $\Delta Y_C$ ) e nominal ( $\Delta Y_N$ ) e da renda nominal do resto do mundo ( $\Delta Y_N^{RM}$ ), que já haviam se mostrado não significativas na Tabela 3, a inflação ( $\Delta P$ ), a variação das reservas internacionais ( $\Delta BP^{Res}$ ) e da balança de serviços ( $\Delta BP^{Bs}$ ) também parecem não influenciar a abertura de processos AD em nenhuma defasagem. Além disso, o fato do termo auto-regressivo ( $NI_{t-n}$ ) ter sido eliminado do modelo indica que não há um efeito inercial envolvendo a abertura de processos no Brasil. Dentre as variáveis significativas, considerando o modelo com renda e câmbio nominiais, nota-se que a renda nominal da China ( $\Delta Y_n^{CH}$ ) e dos EUA ( $\Delta Y_n^{US}$ ) foram significativos, porém obtiveram sinais contrários. Enquanto o crescimento da renda nominal chinesa tende a aumentar o número de casos AD iniciados no Brasil, a dos EUA parece agir no sentido oposto. Contudo, a especificação que considerou a renda e câmbio reais indicou que variações na renda real dos EUA ( $\Delta Y_C^{US}$ ) não afetam os casos AD no Brasil. Já a renda real chinesa ( $\Delta Y_C^{CH}$ ) permaneceu significativa, embora seu impacto total tenha sido negativo. A variação da balança comercial ( $\Delta BP^{BC}$ ) e o saldo das reservas internacionais ( $BP^{Res}$ ) foram significativos em ambas as especificações. Entretanto, não fica claro se o efeito total da balança comercial é negativo ou positivo, visto que o mesmo se altera dependendo da especificação.

No que se refere à Argentina, novamente há um indício de efeito inercial associado à abertura de processos *antidumping* ( $NI_{t-n}$ ). Assim como o resultado da Tabela 3, parece que quanto mais medidas

AD tiverem sido iniciadas na Argentina no passado maior será um número de casos abertos na atualidade. Além disso, os resultados das duas especificações consideradas, diferentemente do Brasil, apresentaram poucas divergências em termos de efeito total (somatório dos coeficientes estimados). O crescimento da renda nominal ( $\Delta Y_n^{CH}$ ) e real ( $\Delta Y_c^{CH}$ ) da China parece influenciar negativamente o número de casos AD iniciados na Argentina. O mesmo ocorre com a renda nominal ( $\Delta Y_n^{RM}$ ) e real ( $\Delta Y_c^{RM}$ ) do resto do mundo. Portanto, ambas as variáveis utilizadas para captar a renda externa ( $Y^*$ ) parecem convergir neste sentido. A desagregação do Balanço de Pagamentos em balança comercial, de serviços e saldo em reservas revelou que, em ambas as especificações, uma variação positiva na balança comercial ( $\Delta BP^{BC}$ ) tende a aumentar a abertura de casos AD. Enquanto isso, uma melhora na conta de serviços ( $\Delta BP^{BS}$ ) e nas reservas ( $\Delta BP^{Res}$ ) parece impactar negativamente. No que se refere à inflação ( $\Delta P$ ), parece que uma elevação dos preços aumentaria a abertura de casos AD. Por fim, tanto o nível da conta serviços ( $BP^{BS}$ ) quanto as reservas internacionais ( $BP^{Res}$ ) também foram significativas (TABELA 4).

No que se refere ao sinal das variáveis, encontrou-se alguma divergência em relação ao que a literatura propunha (ver Equação 1). O fato é que, como a mesma variável pode apresentar impactos distintos, dependendo do nível de defasagem, seu efeito total fica muito susceptível à significância dos parâmetros associados a cada nível de defasagem. Tais divergências estão associadas aos coeficientes obtidos para a renda interna e inflação, na Argentina, e algumas contas do balanço de pagamento em ambos os países. Além disso, os resultados da Tabela 4 revelaram que, de modo geral, tanto a autoridade reguladora do Brasil quanto a da Argentina são afetadas por fatores macroeconômicos. Porém, dado o poder de explicação dos modelos, nota-se que tal influência parece ser mais intensa no caso argentino.

### Conclusão

Este trabalho teve por objetivo analisar a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de processos *antidumping* (AD) no Brasil e na Argentina. Uma vez que o instrumento *antidumping* foi desenvolvido no intuito de corrigir as distorções provocadas pelo comércio desleal (caso em que uma firma ou setor estrangeiro adentra em determinado mercado doméstico visando eliminar ou enfraquecer a concorrência local), a constatação de que as unidades reguladoras de alguns países (responsáveis pela abertura e aplicação do direito AD) estão sendo influenciadas por fatores macroeconômicos, indicaria um "mau uso" deste instrumento, uma vez que haveria um desvio em relação ao seu objetivo principal.

Embora a abertura de processos AD tenha um caráter técnico, a literatura reconhece que as unidades reguladoras podem ser pressionadas por fatores macroeconômicos. Isto ocorreria, em parte, devido à pressão protecionista (contrária à importação de produtos estrangeiros) que geralmente ocorre em períodos de recessão econômica ou apreciação cambial. Neste sentido, o mecanismo *antidumping* se tornaria apenas mais uma ferramenta macroeconômica ou um simples instrumento de proteção comercial.

Os trabalhos realizados sobre o tema indicam que este tipo de análise é recente e está concentrada nos principais usuários da prática *antidumping* (i.e: EUA, União Européia, Austrália e Canadá). No caso do Brasil, apenas o artigo de Vasconcelos e Firme (2011) aborda esta questão. Embora estes autores não tenham encontrado nenhum tipo de relação entre a abertura de casos AD e as variáveis macroeconômicas selecionadas, deve-se levar em conta que o modelo utilizado por eles considerava variáveis defasadas em um período inferior à recomendada pela literatura. Neste sentido, a presente pesquisa avança em relação ao artigo mencionado ao considerar um período de defasagem maior (1 ano) e incluir um número maior de variáveis. Em se tratando de Argentina, ainda não existem estudos sobre o tema.

O primeiro problema relacionado a este tipo de trabalho refere-se ao limitado número de observações disponíveis, o que acaba limitando a inclusão de variáveis no modelo. Como este artigo contou com apenas 64 observações e a quantidade de variáveis e defasagens incluídas implicavam na estimação de 145 parâmetros, utilizou-se o método de Sala-i Martin (1997), para selecionar as variáveis do modelo. Uma vez definidas as variáveis, os modelos foram estimados com base na regressão de Poisson, conforme recomendado pela literatura para este tipo de análise. Os resultados revelaram que variações reais ou nominais no câmbio e na renda interna e alterações na balança de serviços, reservas internacionais e inflação não parecem influenciar a autoridade reguladora brasileira. Todavia, há indícios de que o nível de reservas internacionais e variações na balança comercial e na renda da China e dos EUA (principais alvos de medidas AD iniciadas no Brasil) afetem a abertura de casos *antidumping* neste país.

No que se refere à Argentina, os resultados indicaram a existência de um efeito inercial associado à abertura de processos *antidumping*. Assim, o número de medidas AD iniciadas no passado, impacta positivamente no número de casos abertos na atualidade. Além disso, o crescimento da renda nominal e real da China e do Resto do Mundo afeta negativamente o número de casos AD iniciados na Argentina. Já a desagregação do Balanço de Pagamentos revelou que uma variação positiva na balança comercial tende a aumentar a abertura de casos AD. Enquanto isso, uma melhora na conta de serviços e nas reservas parece impactar negativamente. No que se refere à inflação os resultados indicaram que uma elevação dos preços aumentaria a abertura de processos. Por fim, tanto o nível da conta serviços quanto as reservas internacionais também se mostraram significativas. Vale ressaltar que, o sinal de algumas variáveis divergiu em relação ao que a literatura propunha. O fato é que, como a mesma variável pode apresentar impactos distintos, dependendo do nível de defasagem, seu efeito total fica muito susceptível à significância dos parâmetros associados a cada nível de defasagem. Tais divergências estão associadas aos coeficientes obtidos para a renda interna e inflação, na Argentina, e algumas contas do balanço de pagamento em ambos os países. Apesar disto, os resultados indicam que, ao contrário do que constataram Vasconcelos e Firme (2011) para o caso brasileiro, tanto o Brasil quanto a Argentina sofrem influência de fatores macroeconômicos. No entanto, esta influência parece ser mais intensa na Argentina.

## REFERÊNCIAS

- AGGARWAL, A. *Macroeconomic determinants of antidumping: A comparative analysis of developed and developing countries*. *World Development*. 32(6):1043–1057. 2004.
- BECKER, B., & THEURINGER, M. *Macroeconomic determinants of contingent protection: The case of the EU*. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik (Journal for Economic Policy)*, 50(3). 2001.
- BEUGELSDIJK, S; GROOT, H. L. F.; VAN SCHAIK, A. B. T. M. *Trust and economic growth: a robustness analysis*. *Oxford Economic Papers*, Vol. 56, p.118–134. 2004.
- BLONINGEN, B. e PRUSA, T. *Antidumping*. *NBER Working Paper* nº. 8398, 2001.
- BRITTO, G. *Exportações e Crescimento Sustentável: A Lei de Verdoorn para Firms Industriais Brasileiras*. Em: "As Empresas Brasileiras e o Comércio Internacional." Org: João A. De Negri e Bruno C. P. O. Araújo. IPEA, 2006.
- CAMERON, A. C. & TRIVEDI, P. K. *Regression-based Tests for Overdispersion in the Poisson Model*. *Journal of Econometrics*, 46, 347–364. 1990.
- CASTILLO J.; PÉREZ-CASANY, M. *Overdispersed and Underdispersed Poisson Generalizations*. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 134, pp. 486–500. 2005.
- COELHO, R. L. P. e FIGUEIREDO, L. *Uma Análise da Hipótese de Convergência para os Municípios Brasileiros*. *Revista Brasileira de Economia - RBE*, Rio de Janeiro V.61, p.331-352. Jul-Set 2007.
- CONSUL, P. C. *Generalized Poisson Distributions: Properties and Applications*, Marcel Dekker, New York, 1989.
- CONWAY, R. W.; MAXWELL, W. L. *A Queuing Model with State Dependent Service Rates*. *Journal of Industrial Engineering*, Vol. 12, pp. 132-136. 1962.
- DECOM - Departamento de Defesa Comercial. *Relatório DECOM 2011*. Brasília: MDIC, 80p. 2011.
- EFRON, B. *Double Exponential Families and Their Use in Generalized Linear Regression*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol 81, pp. 709-721. 1986.
- FEINBERG, R. M. *Exchange rate and unfair trade*. *Review of Economics and Statistics*, 71(4):704–707. 1989.
- FEINBERG R. *U.S. Antidumping Enforcement and Macroeconomic Indicators Revisited: Do Petitioners Learn?* *Review of World Economics*, Vol. 141, No 4, pp.612-622. December 2005.
- FINGER, J. M.; HALL, K.; NELSON, D. *The political economy of administered protection*. *American Economic Review*, 72(3):452–466. 1982.
- FIRME, V. A. C. e VASCONCELOS, C. R. F. *Impactos de medidas “antidumping” adotadas pelos EUA sobre o setor siderúrgico de Minas Gerais e o restante do Brasil*. *Revista Nova Economia*. Belo Horizonte. 22 (2); 261-302. 2012.
- FRANCOIS, J. F. & NIELS, G. *Political influence in a new antidumping regime*. Rotterdam: Tinbergen Institute. *Discussion Paper*: TI 2004-011/2. 2004.
- GLAESER, E.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. *The Social Multiplier*. *Journal of the European Economic Association*. Vol. 1, Nº. 2-3, p.345-353. 2003.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 3<sup>rd</sup> Ed. Prentice Hall. 1997.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 5<sup>nd</sup> Ed. Prentice Hall. 2002.
- GURMU, S. *Tests for Detecting Overdispersion in the Positive Poisson Regression Model*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, pp. 215-222, 1991.
- HANSEN, W. L. & PRUSA, T. J. *The economics and politics of trade policy: An empirical analysis of ITC decision making*. *Review of International Economics*. 5(2):230–245. 1997.
- HOOVER, K. D. e PEREZ, S. J. *Truth and Robustness in Cross-country Growth Regressions*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 66, Issue 5, p. 765-798. Dec. 2004.
- IMF - *International Monetary Fund: World Economic Outlook Database*. Disponível em: [www.imf.org](http://www.imf.org). Acesso em 2013.
- INDEC - *Instituto Nacional de Estadística y Censos de Argentina*. Disponível em: [www.indec.mecon.ar](http://www.indec.mecon.ar). Acesso 2013.



- IPEADATA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). Acesso em 2013.
- JENSEN, P. S. e WÜRTZ, A. H. *On determining the importance of a regressor with small and undersized samples*. School of Economics and Management - University Of Aarhus: Denmark. Department of Economics. Working Paper Nº.8, 2006.
- KADANE, J. B.; SHMUELI, G.; MINKA, T. P.; BORLE, S.; BOATWRIGHT, P. *Conjugate Analysis of the Conway-Maxwell-Poisson Distribution*. *Bayesian Analysis*, Vol. 1, pp. 363-374, 2006.
- KNETTER, M. M. & PRUSA, T. J. *Macroeconomic factors and antidumping filings: Evidence from four countries*. *Journal of International Economics*. 61:1-17. 2003.
- KONING, J.; VANDENBUSSCHE, H. e SPRINGAEL, L. *Import Diversion under European Antidumping Policy*. NBER Working Paper no. 7340. 1999.
- LEAMER, E. E. *Let's take the con out of econometrics*. *American Economic Review*, Vol. 73, pp. 31-43. 1983.
- LEAMER, E. E. *Sensitivity analysis would help*. *American Economic Review*, Vol. 75, pp. 308-313. 1985.
- LEE, L. *Specification Tests for Poisson Regression Models*. *International Economic Review*, 27, pp. 689-706, 1986.
- LEIDY, M. P. *Macroeconomic Conditions and Pressures for Protection under Antidumping and Countervailing Duty Laws: Empirical Evidence from the United States*. *IMF Staff Papers* 44:132-44. 1997.
- LENSINK, R.; HERMES, N.; MURINDE, V. *Capital flight and political risk*. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 19, Issue 1, p.73-92. Feb. 2000.
- LEVINE, R. & RENELT, D. *A sensitivity analysis of cross-country growth regressions*. *American Economic Review*, 82(4):942-63. 1992.
- MIND/SSPGE. *Ministerio de Industria – Subsecretaría de Política y Gestión Comercial*. Disponível em: [www.comercio.gov.ar](http://www.comercio.gov.ar). Acesso em 2011
- MIRANDA, P. *Aplicação do direito Antidumping e o impacto sobre as exportações brasileiras*. IPEA/CEPAL. 2003.
- MOOSA, I. A. e CARDAS, B. A. *The Determinants of Foreign Direct Investment: An Extreme Bounds Analysis*. *Journal of Multinational Financial Management*. Vol. 16, p.199-211. 2006.
- MOSER, C. e STURM, J. E. *Explaining IMF Lending Decisions After the Cold War*. *Review of International Organizations*, Vol. 6. Issue 3-4, p.307-340. 2011.
- NBSC - *National Bureau of Statistics of China*. Disponível em: [www.stats.gov.cn/english/statisticaldata](http://www.stats.gov.cn/english/statisticaldata). Acesso em 2013.
- NIELS, G. & FRANCOIS, J. *Business cycles, the exchange rate and demand for antidumping in Mexico*. *Review of Development Economics*, 10(3):388-399. 2006.
- PRUSA, T. *The Trade Effects of U.S. Antidumping Actions*. NBER Working Paper no. 5.440.1996.
- PRUSA, T. J. *On the spread and impact of antidumping*. NBER. Working Paper, 7.404. 1999.
- REED W. R. *The Determinants of U.S. State Economic Growth: A Less Extreme Bounds Analysis*. *Economic Inquiry*, 47(4), p.685-700. 2009.
- RESENDE FILHO, M.; BRESSAN, V. G. F.; BRAGA, M. J.; BRESSAN, A. A. *Sistemas de Equações de Demanda por Carnes no Brasil: especificação e estimação*. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Vol. 50, Nº 1, p. 033-050, 2012.
- SALA-I MARTIN, X. X. *I just ran four million regressions*. NBER Working Paper nº. 6252. 1997.
- SHMUELI, G.; MINKA, T. P.; KADANE, J. B.; BORLE, S.; BOATWRIGHT, P. *A Useful Distribution for Fitting Discrete Data: Revival of the Conway-Maxwell-Poisson distribution*. *Applied Statistics*, Vol. 54, pp. 127-142. 2005.
- STAIGER, R. e WOLAK, F. *Measuring industry-specific protection: antidumping in the United States*. *Brookings papers on Economic Activity, Microeconomics*. 1994.
- STOKER, T. *Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals*. *Journal of Economic Literature*. Vol.31, p.1827-1874. 1993.
- STURM, J-E. e HAAN, J. *Determinants of Long-Term Growth: New Results Applying Robust Estimation and Extreme Bounds Analysis*. *Empirical Economics*, 30(3), p.597-617. 2005.
- TAKACS, W. E. *Pressures for Protectionism: an Empirical Analysis*. *Economic Inquiry*. 19:687-93. 1981.
- TREBILCOCK, M. e HOWSE, R. *The regulation of international trade*. 2nd. ed. London: Routledge, 2002.
- VASCONCELOS, C. R. F. e FIRME, V. A. C. *Efetividade do Instrumento Antidumping no Brasil entre 1990 e 2007*. *Economia* 12: 165-184. 2011.
- VASCONCELOS, C. R. F. e VASCONCELOS, S. P.. *Medidas “antidumping” e resultados colusivos: o caso do PEBDL na economia brasileira*. Nova Economia. Belo Horizonte – MG. 2005.
- WANG, E. C. *Determinants of R&D Investment: The Extreme-Bounds-Analysis Approach Applied to 26 OECD Countries*. *Research Policy*. 39(1), p.103-116. 2010.
- WILLIG, R. D. *Economic effects of antidumping policy*. In Lawrence, R. Z., editor, *Brookings Trade Fórum*. Brookings Institution Press, Washington. 1998.
- WINKELMANN, R. *Duration Dependence and Dispersion in Count Data Models*. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 467-474. 1995.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2002.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Quasi-likelihood methods for count data*. In Pesaran, H. & Schmidt, P., editors, *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell, Malden, MA. p. 352-406. 1996.
- WTO - *World Trade Organization: Trade Topics/Anti-Dumping*. Disponível em: [www.wto.org](http://www.wto.org). Acesso em 2013.
- ZANARDI, M. *Anti-dumping: What are the numbers?* University of Glasgow: Business School - Economics, Working paper 2002\_15. Oct. 2002.
- ZANARDI, M. *Anti-dumping: What are the numbers to discuss at Doha?* *The World Economy*, 27(3):403-433. 2004.

# A Growth Regime Consistent with the Natural Rate of Profit: A Structural Economic Dynamic Approach to the Post-Keynesian Growth Model

Ricardo Azevedo Araujo

Joanílio Rodolpho Teixeira

Department of Economics

Department of Economics

University of Brasilia, Brazil

University of Brasilia, Brazil

## **Abstract**

In a disaggregated version of the post-Keynesian approach to economic growth, we consider the natural rate of profit as one of determinants of investment. This approach is according to the view that profit influences investment not only providing the motive for it but also through providing the means as stated by Joan Robinson. From this analysis it is possible to conclude that a wage-led regime is the most probable outcome in a closed economy where the natural rate of profit is one of determinants of investment.

**Keywords:** Post-Keynesian growth model, structural change, multi-sector models.

**JEL Classification:** E21, O11.

## 1. Introduction

Profit influences investment not only providing the motive for it but also through providing the means. (Joan Robinson 1962, p. 86)

It is not easy to define what the Post-Keynesian growth model – PKGM hereafter – is as long as there are a number of models in this tradition with different assumptions, focuses and results, some of them contradictory<sup>1</sup>. But in general this terminology is adopted to designate the growth model that was initially coined by Kaldor (1956) and Robinson (1956, 1962) and extended by Dutt (1984), Rowthorn (1982) as well as by Bhaduri and Marglin (1990). Integral to its evolution the PKGM passes through three principal phases that are labeled as ‘generations’. Although Kaldor (1956) has built his seminal model on the notion of full capacity utilization, Dutt (1984) and Rowthorn (1982), working independently, have built what is known as the second generation of the PKGM by endogenizing the rate of capacity utilization in the lines of Steindl (1952). One of the main contributions of this generation is the possibility of disequilibrium and the presence of a stagnationist regime in which an increase in the profit share implies a reduction in capacity utilization. The key assumption behind this result is that the growth rate of investment is a function not only of the profit rate, as in Kaldor-Robinson but also of the rate of capacity utilization.

Bhaduri and Marglin (1990) have challenged this view by considering that the growth rate of investment is a direct function not of the profit rate but of the profit share. According to them the profit rate has already been implicitly considered in the equation of the growth rate of investment through its relation with the rate of capacity

---

<sup>1</sup> See Stockhammer (1999) for a survey of the PKGM.



utilization<sup>2</sup>. Hence by substituting the profit rate by the profit share in the expression of the growth rate of investment avoids to consider twice the effects of the former. One of the properties of the third generation model, as it became known, is the possibility of a non-stagnationist regime in which eventual falls in consumption due to a lower real wage are overcompensated by an increase in investment led by a profit share expansion.

Although the PKGM shares some common characteristics with other models in the heterodox view it is subject to the same criticism highlighted by Pasinetti (2005, p. 839-40) to explain why the Keynesian School has somewhat failed as a successful alternative paradigm to mainstream economics<sup>3</sup>. He points out a lack of theoretical cohesion amongst models in this tradition. In this paper we intend to contribute to fill this gap by building a bridge between the Pasinetti model of Structural Change and Economic Growth and the PKGM.

Although sharing the Cambridge's heritage these models belong to different strands of the literature. The Pasinettian model is neo-Ricardian in essence with strong connections with the Sraffian framework and the PKGM has deep influences of the seminal work of Kalecki. While the former focuses mainly on determination of economic growth from the interaction between technical progress and evolution of demand patterns the latter focuses on this issue from a point of view of class struggle, which allows it to consider the existence of different regimes of economic dynamics.

---

<sup>2</sup> This is given by  $r = \pi.u$ , where  $r$  is the profit rate,  $\pi$  is the profit share and  $u$  is the rate of capacity utilization.

<sup>3</sup>Of course some effort was made in order to establish connections among these approaches. The works of Trigg and Lee (2005), Araujo and Teixeira (2002) and Araujo and Lima (2007) trying to connect the Pasinetti's analysis with Keynes, Feldman and Thirlwall's models respectively are just some examples of this pursue but substantive work remains to be done.

Intending to build a reconciliation between the Kaleckian effective demand and Sraffian normal prices Lavoie (2003, p. 53) considers that “a large range of agreement has remained, in particular about a most crucial issue, the causal role played by effective demand in the theory of capital accumulation”. Besides, both approaches are built on the notion of vertical integration<sup>4</sup> and consider a simultaneous supply and demand determination of economic growth with disequilibria as an inevitable outcome of economic growth.

However, a key methodological difference between the two approaches remains: the PKGM consider national economies in the aggregate<sup>5</sup>. It is worth to remember that one of the major criticisms Post-Keynesians leveled against the Neoclassical model is that it aggregates the whole economy into one sector, rendering the model incapable of performing an analysis of structural change. Furthermore, implicit in the Neoclassical representation is a well-known and strict definition of balanced growth, assuming that growth is non-inflationary with full-capacity utilisation.

---

<sup>4</sup> Steedman (1996) argues that vertical integration is very useful in some fields of economic analysis but Kaleckian mark-up pricing theory is not one of them. Here we dispute this view by showing that the PKGM may be treated as a particular case of the Pasinetti’s model that is also built on the notion of vertical integration. One of the key differences between these approaches is the level in which the analysis of vertical integration is carried on. While in the later the model is disaggregated the former aggregates the whole economy in one sector.

<sup>5</sup> In fact in his analysis Kalecki (1954, 1968) considers an economy with three compartments that can be viewed as a first approximation to a multisectoral analysis. Besides, his digression on mark-ups relies implicitly on reasoning that accrues from a multisectoral viewpoint since he considers crucial the comparison between sectoral and average mark-ups. It is important to emphasize that he already in the 1930’s had considered pricing, distribution, employment and the cycle as being simultaneously determined.

This view precludes any analysis of the relationship between growth and inequality. In his challenge to the Neoclassical model, Ocampo (2005, p. 8) considers that: “[t]he contrast between the balloon and structural dynamics views of economic growth can be understood in terms of the interpretation of one of the regularities identified in the growth literature”. We interpret that Ocampo is referring to the tendency of per capita GDP growth to be accompanied by regular changes in the sectoral composition of output. According to the balloon view, these structural changes are simply a by-product of the growth in per capita GDP. In the alternative reading, success in structural change proves to be the key to economic development.

In order to overcome this limitation of the PKGM here its analysis is performed in a multi-sector framework by treating them as a particular case of the Pasinetti’s model (1981, 1993). Another gain that accrues from considering the PKGM as a particular case of Pasinetti’s model is that the latter includes the derivation of normal prices and natural rate of profits. According to Sebastiani (1989, p xiv), “the need to complete the Kaleckian scheme with a theory of the rate of profit and of normal prices is made even more urgent by the necessity to confront the problem of normal productive capacity and that of choice of techniques”. This view is confirmed by Nell (1989, p. 163) who considers that “Kalecki’s approach implicitly rests on the relationship between the rate of profit and normal prices, and to be complete requires a theory of the determinants of the rate of profits”.

Besides, this approach allows us to include the natural rate of profit in the investment equation as giving not only the motive but also the means to promote capital accumulation. Hence, the concept of natural rate of profit as advanced by Pasinetti allows us to consider the roles that the profit rate should play as emphasized by Joan Robinson.

Another important improvement that our approach brings to the PKGM is the possibility of considering that different sectors are under different regimes. If one sector is under a ‘stagnationist’ regime, then an increase in the wage share of the economy as a whole may bring an increase for the demand of the final good produced by that sector. This fact shows that the structural economic dynamics is conditioned not only to patterns of evolution of demand and diffusion of technological progress but also on the distributive features of the economy that can give rise to different regimes of economic growth.

This article is structured as follows. In the next section we treat versions of the PKGM as particular cases of the Pasinettian model of structural change by using the device of vertical integration. In section 3 we show that the property of the natural of profit as defined by Pasinetti allows us to establish the wage led as the most probable outcome of a closed economy. In section 4 we conclude.

## **2. A Multi-Sector Approach to PKGM**

The main focus of the Pasinettian approach is on the structural economic dynamics but his analysis includes also a macroeconomic determination of economic growth<sup>6</sup>. His analysis is carried out, not in terms of input-output relations, as has become usual in multi-sector models, but rather in terms of vertically integrated sectors. This device is used to focus on final commodities rather than on industries. In this case, it is possible to associate each commodity to its final inputs – a flow of working services and

---

<sup>6</sup> Trigg and Lee (2005) for instance explore the relation between the Keynesian multiplier and Pasinetti’s model of pure production to derive the Keynes’s multiplier from multi-sectoral foundations.

a stock of capital goods – thus eliminating all intermediate inputs. From this point of view, such framework may be adopted to approach the PKGM although the latter does not consider the distinction between capital and consumption goods: only one commodity is produced. This view is also supported by Bhaduri and Marglin (1990, p.377) for whom in the PKGM “we can think of the representative firm as vertically integrated using directly and indirectly a constant amount of labour per unit of final output.”

Hence, the starting point of the present analysis is to consider that the Post-Keynesian structure is a vertically integrated model in which this device was used to its limit. As pointed out by Lavoie (1997, p. 453), “the concept of vertical integration, although extensively but implicitly used in macroeconomic analysis, has always been difficult to seize intuitively”. What is behind this affirmation is that models that are aggregated in one or two sector are based on the device of vertical integration. This range of vision is confirmed by Scazzieri (1990, p.26) for whom “[a]ny given economic system may generally be partitioned into a number of distinct subsystems, which may be identified according to a variety of criteria. However, the utilization of subsystems for the analysis of structural change is often associated with the consideration of subsystems of a particular type. These are subsets of economic relationships that may be identified by the logical device of *vertical integration* (...)”. Hence it is possible to view the PKGM as a vertically integrated model because it has the same characteristics of what Sraffa (1960, appendix A) has called sub-systems – i.e. it is self-reproducible, it uses no intermediate goods to produce only a single commodity<sup>7</sup>.

---

<sup>7</sup> Araujo and Teixeira (2002) has adopted this idea to show that the Feldman’s bi-sectoral model of economic growth may also be considered a vertically integrated model in each this technique was adopted

This view is confirmed by Steedman (1992, p. 136) for whom “Kaleckian writings frequently appeal to vertically integrated representations of the economy.” But we do not fully agree with his view when he considers that vertical integration is not suited to discuss Kaleckian issues such as concentration and selling costs. In our viewpoint the problem related to the use of vertical integration in Kaleckian models is related to the fact that this device is used to its extreme giving rise to an economy aggregated in one sector that does not allow performing a proper analysis of some important issues related to the structural economic dynamics. Here we consider that a multi-sectoral version of the PKGM could highlight some sectoral issues that can be dealt with only in a disaggregated set up but avoiding cumbersome inter-industrial relations.

A possible departing point to establish a bridge between the two approaches is to consider the relationship  $r = \pi u$  in a sectoral environment. This is an important point since although vertically integrated ‘industries’ are merely weighted combinations of real industries [Steedman (1992, p. 149)] it is possible to particularize to each sector a profit share, a rate of capacity utilization and a rate of profit, and to establish a relation among these variables in a multisectoral economy.

Let us consider that  $X_i$  denotes the domestic physical quantity produced of consumption good  $i$  and  $X_n$  represents the quantity of labour in all internal production activities. Besides, considering that  $p_i$  is the price of commodity  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n - 1$ ), and  $w$  is the wage rate (uniform), the monetary system may be written as:

---

to produce a two-sector model. In fact the concept of vertical integration has been widely used in macroeconomics.



$$\begin{cases} X_i p_i - a_{ni} X_n w - r_i K_i p_{ki} = 0 \\ p_{ki} X_{k_i} - a_{nki} X_n w = 0 \\ X_n w + \sum_{i=1}^{n-1} (a_{in} p_{ki} r_i - a_{in} p_i - a_{ki,n} p_{ki}) X_n = 0 \end{cases} \quad (1)$$

Where per capita demand of consumption goods is represented by a set of consumption coefficients  $a_{in}$ . In the same vein,  $a_{k_i,n}$  stand for the investment coefficients of capital goods  $k_i$ . The production coefficients of consumption and capital goods are respectively  $a_{ni}$  and  $a_{nki}$ . The family sector is denoted by  $n$ . The set of solution for prices may be expressed as:

$$\begin{cases} p_i = (a_{ni} + r_i a_{nki}) w \\ p_{ki} = a_{nki} w \end{cases} \quad (2)$$

In general, if the rates of profit,  $r_i$  ( $i=1, \dots, n-1$ ), are positive and the capital intensity is different from one production process to another, relative prices of consumption goods will depend both on labour inputs and on the rate of profit. Note that although the Pasinettian model is built in terms of vertically integrated sectors the price of the consumption goods may be given by a mark-up rule according to:

$$p_i = (1 + \tau_i) a_{ni} w \quad (3)$$

where  $\tau_i$  is the mark-up rate for sector  $i$ . Note from the first expression of system (1) that:

$$X_i p_i - a_{ni} w X_i = r_i p_{k_i} K_i \quad (4)$$

where the right hand side is nothing but profits in the  $i$ -th sector, that is  $\Pi_i = r_i p_{k_i} K_i$ .

Therefore, expression (4) may be rewritten as:

$$\Pi_i = X_i p_i - a_{ni} X_i w \quad (4)'$$

By replacing the mark-up expression into expression (4)' one obtains:

$$\Pi_i = X_i (p_i - a_{ni} w) = X_i [(1 + \tau_i) a_{ni} w - a_{ni} w] = \tau_i a_{ni} w X_i \quad (5)$$

The profit share in sector  $i$ ,  $\pi_i$ , is given by:

$$\pi_i = \frac{\Pi_i}{p_i X_i} = \frac{\tau_i a_{ni} w X_i}{(1 + \tau_i) a_{ni} w X_i} = \frac{\tau_i}{1 + \tau_i} \quad (6)$$

Besides  $\Pi_i = r_i p_i K_i$  which implies that:

$$r_i = \frac{\Pi_i}{p_i K_i} = \frac{\tau_i w a_{ni} X_i}{p_i K_i} = \frac{\tau_i w a_{ni} X_i}{(1 + \tau_i) w a_{ni} K_i} = \pi_i u_i \quad (7)$$

Assuming that  $u_i = \frac{X_i}{K_i}$  the relationship  $r = \pi u$  remains valid for a multi-

sectoral economy but now it has to take into account that  $\pi_i$  is the sectoral profit share

and  $u_i$  is the sectoral rate of capacity utilization<sup>8</sup>. Note that if  $u_i = \frac{X_i}{K_i} = 1$  then the  $i$ -th

sector experiences full capacity utilization. The dynamic equilibrium of capacity

utilization requires that  $\dot{K}_i = \dot{X}_i$ , where the dot stands for the time derivative. But we

know that the equilibrium amount of physical quantity is  $X_i = a_{in} X_n$  which implies

that  $\dot{X}_i = (\theta_i + g) X_i$  where  $g$  is the growth rate of population and  $\theta_i$  is the growth rate

of demand. Besides, the change in the stock of capital of  $i$ -th sector is given by the

---

<sup>8</sup> This result will be used later in order to establish a value of the mark-up rate related to the natural rate of profit.

sectoral investment according to  $\dot{K}_i = x_{k_i n} = a_{k_i n} X_n$ . By equalizing these last expressions, we obtain:  $a_{k_i n} X_n = (r_i + g) X_i$  which implies that  $a_{k_i n} = (\theta_i + g) \frac{X_i}{X_n}$ . In equilibrium  $X_i = x_{in}$ , and we can rewrite the latter formulae as:

$$a_{k_i n} = (\theta_i + g) a_{in} \quad (8)$$

Equation (8) may be interpreted as follows: it shows the level of investment in order to guarantee that the  $i$ -th sector will be endowed with the amount of capital goods necessary to produce the amount of final goods required by an increase in the labour force and per capita demand. If  $a_{k_i n} > (\theta_i + g) a_{in}$  the  $i$ -th sector will face lack of capital utilization while if  $a_{k_i n} < (\theta_i + g) a_{in}$  the  $i$ -th sector will not be able to produce the amount of consumption goods that are required by consumer requirements. In this vein the Pasinettian approach provides us with the concept of natural rate of profit, that is, a rate of profit that must be adopted in order to endow each sector with the capital goods required to allow each sector to at least fulfil the demand requirements of that sector with no capacity excess. This rate is given by:

$$r_i^n = g + \theta_i \quad (9)$$

Note that if  $r_i^n < g + \theta_i$  then capitalists in the  $i$ -th sector will not have the necessary amount of resources to invest in such sector in order to meet the expansion of demand. If  $r_i^n > g + \theta_i$  then capitalist will overinvest in the  $i$ -th sector leading to excess of productive capacity.

As pointed out by Araujo and Teixeira (2003) the proportionality between the rate of profit to the sectoral rate of growth emerges as a natural requirement to endow

the economic system with the necessary productive capacity to fulfil the expansion of demand. Therefore, a growing economy does imply a natural rate of profit, which is given by the expression (13). In this vein the concept of ‘natural rate of profit’, introduced by Adam Smith (1776), is reinterpreted by Pasinetti (1981, 1988). Whereas the former argues that – due to the competition amongst capitalists – the ordinary rate of profit is – in the long run – uniform across sectors, Pasinetti (1981, p. 130) postulates that “there are as many natural rates of profit as there are rates of expansion of demand (and production) of the various consumption goods.”

A possible interpretation of the disparity between the Pasinettian and Smithian concept of the ‘natural rate of profit’ is that the former is a warranted rate of profit that when adopted allows to endow each sector with the units of productive capacity necessary to fulfil demand requirements. The actual rate of profit does not necessarily lead to equilibrium in all sectors: some of them may operate with less capital goods than what is required and others may operate with excess of capacity utilization.

However, it is important to stress the importance to establish a theory of natural prices in the Kaleckian framework. According to Nell (1989, p. 163), “Kalecki’s theory of effective demand requires a theory of ‘normal prices’, independent of the short-period changes studied by that theory. These prices are required to establish the level of normal capacity utilisation and the realization of profits. Moreover the normal rate of profit is required in order to study the problem of the choice of technique.”

It is important to bear in mind that the Pasinettian model has a strong normative flavour, that is, it shows the requirements for an economic system to be in equilibrium but it does not say that this equilibrium will prevail.

### 3. The Assessment of the PKGM from a Multi-sector Viewpoint

The main assumptions behind the PKGM are noted: the economy is closed and produces only one good that can be both a consumption as well as a capital good. Technology is characterized by fixed coefficients. Likewise, there are constant returns to scale. There is no government, and the monetary side is ignored. All firms are equal in the sense that they wield no differences in market power. In such an economy, the value of net aggregate output is equal to the sum of the wages and profits, namely:

$$pX = wN + rpK \quad (1)$$

where  $p$  is the price level,  $X$  is the level of real output,  $w$  is the nominal wage rate,  $N$  is the level of labour employment,  $r$  is the rate of profit and  $K$  is the stock of capital. Expression (1) may be rewritten as:

$$p = w \frac{N}{X} + rp \frac{K}{X} \quad (1)'$$

Now define  $l = \frac{N}{X}$  as the labour per unit of output,  $v = \frac{K}{X_{fe}}$  as the capital-output ratio and  $u = \frac{X}{X_{fe}}$  as the rate of capacity utilization, where  $X_{fe}$  stands for the full employment output. By using this notation  $\frac{K}{X} = \frac{u}{v}$  and assuming that  $v$  is constant and normalized to one we can rewrite expression (1)' as:

$$p = wl + rpu^{-1} \quad (1)''$$

Let us assume that prices are given by a mark-up rule over wage according to:

$$p = (1 + \tau)wl \quad (2)$$

Where  $\tau$  is the mark-up rate. By substituting expression (2) into (1)', simple algebraic manipulation allows us to obtain the following relationship between the profit share, the rate of profit and the rate of capacity utilization:

$$r = \pi u \quad (3)$$

Implicit in this result is the fact that the profit share is given by:  $\pi = \frac{\tau}{(1 + \tau)}$ .

Expression (3) gives us the profit rate from the supply side of the model. Here we will focus on the Neo-Kaleckian version of the Post-Keynesian model as advanced by Dutt (1984) and Rowthorn (1982). In this model capacity utilization is now depicted as an endogenous variable that can be different from full capacity utilization. Such approach gives rise to the main difference in relation to the original Kaldor and Robinson approach: the variable measuring capacity utilization enters the growth rate equation of investment. It means that the higher the rate of capacity utilization the higher the growth rate of investment [Steindl (1952)], the latter being found in the following expression:

$$g_I = g_o + \alpha r + \beta u \quad (5)$$

where  $\beta$  measures the sensibility of the growth rate of investment to the capacity utilization and captures the accelerator effect. A high rate of capacity utilization induces firms to expand capacity more rapidly in order to keep up with anticipated demand. The growth rate of savings is given by the Cambridge Equation in which workers are not supposed to save:

$$g_S = sr \quad (6)$$

By replacing  $u = r\pi^{-1}$  into expression (5) and by equalizing (6) to (7) we conclude, after some algebraic manipulation, that the profit rate



$$r^* = \frac{\pi g_o}{\pi(s - \alpha) - \beta} \quad (7)$$

We have the rate of capacity utilization given by:

$$u^* = \frac{g_o}{\pi(s - \alpha) - \beta} \quad (8)$$

and the balanced growth rate is:

$$g^* = \frac{s\pi g_o}{\pi(s - \alpha) - \beta} \quad (9)$$

Taking the derivative of expression (8) in relation to  $\pi$  we conclude that:

$$\frac{\partial r^*}{\partial \pi} = -\frac{g_o \beta}{[\pi(s - \alpha) - \beta]^2} < 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial g^*}{\partial \pi} = -\frac{s g_o \beta}{[\pi(s - \alpha) - \beta]^2} < 0 \quad (11)$$

This result shows that a redistribution of income towards wages may result in a higher rate of capacity utilization, as shown by Blecker (1989) and is known in the literature as the ‘stagnationist view’.

Another important feature of this approach is that the profit rate plays a role on the decisions of investment in two different ways: it has a straight impact on investment decisions, which was also considered by Kaldor and Robinson, and an impact through its effect on the capacity utilization. By considering that  $u = r\pi^{-1}$  then it is implicitly assumed that increasing capacity utilization is related to an increasing profit rate. For this reason Amadeo (1986a, 1986b) omits the realized rate of profit and only includes

the rate of capacity utilization in the investment equation obtaining essentially the same results as Dutt and Rowthorn.

The critique of the Kaleckian investment function on neo-Ricardian grounds is not new. Its roots may be found for instance in the works of Kurz, Vianello and Garegnani (ano). The main focus of their criticism relies on the role of current rate of profit as conveying expected profitability in the investment function. According to them, the investment function depends on the (expected) normal rate of profit rather on the actual rate of profit. [see Lavoie (1995, p. 796)]. Arguably, entrepreneurs cannot make future plans based on a variable, namely the actual rate of profit, that does not take into account neither the expected profitability nor the over-utilization of capital.

It is worth to mention that the normal rate of profit according to the neo-Ricardian view is the one which entrepreneurs will base their decision to invest and that has a close relation with the concept of the normal rate of capacity utilization. The view that the degree of utilization of productive capacity relevant to the determination of normal prices and the general rates of profits is the normal, or planned, one is emphasized by Vianello (1989, p. 174). According to him the “normal, or ‘planned’ degree of utilization of productive capacity is the only one compatible with the conception of normal prices as ‘central ones’, and the guiding lights for investment decisions”. In this view, the normal rate of profit represents ‘the guiding light for investment and pricing decisions, cannot possibly be either an abnormally high or an abnormally low one’. (Vianello, 1985, p. 84).

The background to this view may be found in the writings of Joan Robinson. According to her, the profit rates provide both the motive and the means to capital accumulation. Besides, Robinson’s (1956, 1962) concept of ‘normal’ rate of capacity

utilization is related to that degree of utilization of productive capacity that producers consider as ideally suited to fulfill demand requirements, which is exactly the same requirement made here. But the actual profit rate that enters the investment equation in the Neo-Kaleckian model does not fully convey these roles. Firstly, the equilibrium rate of profit is a function just of the capitalist propensity to save. No parameters related to the workers consumption determine it. In a one sector model in which workers are assumed not to save this may not seem to be a serious shortcoming. In this case, not only the intertemporal workers' decision on consumption but also the decisions of consumption amongst different types of goods are completely ignored.

When moving from a one sector to a multi-sectoral view of the growth process, it allows us to consider dimensions of the consumer choice that cannot be taken into account in a one-sector model, where the only possibility of substitution occurs between current and future consumption. Hence, when we move to a multi-sectoral view, a key change arises: workers may choose different patterns of consumption according to the evolution of their preferences. In this case, a conventional version of the PKGM in which actual rate of profit enters the sectoral investment equations will be able to take into fully consideration the patterns of consumption. The actual profit rates that enter the sectoral growth rate of investment fail to take into account the evolution of workers' preferences.

In this vein, the actual profit rate even considered particular to each sector does not convey any information about the prospective evolution of workers' preferences. As a consequence, it does not provide any information about the expected profitability of a specific sector. If a specific sector, for instance, the growth rate of demand is above the growth rate of demand in other sectors this information will not be conveyed by the

actual profit of rate. In this sense, we believe that the actual rate of profit does not provide the motive to capital accumulation as emphasized by Joan Robinson.

Meanwhile, it is also possible to show that the actual profit of rate does not provide the means too. Due to the failure of this concept to take into fully account the growth rate of demand, its level may be fixed at a level below or above to the one required to endow the capitalist class with the required funds to reinvest fulfilling the expansion of demand in a specific sector. In this vein, considering the actual rate of profit as a mean to endow the capitalists with the necessary funds to reinvest may result in a situation in which they will have less capital than what is necessary to invest in a sector to fulfil the demand requirements.

Arguably, this possibility is even more plausible if we are considering a growing multi-sector economy in which the dynamics of demand are determined by the Engel's Law. In this context, if we consider alternatively the concept of natural rate of profit as advanced by Pasinetti we may conclude that it plays exactly the roles emphasized by Joan Robinson. Hence by substituting the actual rate of profit by the natural rate of profit allows us to consider both the motive and the means to promote capital.

This issue was also indicated by Nell (1989, p.163) according to whom "[s]o the problem boils down to finding the determinants of the normal rate of profit. Once this is known, the normal mark-up can be calculated in each industry." Due to the properties of the natural rate of profit derived by Pasinetti (1981) and emphasized in the previous section, the concept of the Pasinettian natural rate of profit fits well the concept of normal profit rate as emphasized by Nell. Besides, once the normal rate of profit is established as the natural rate of profit, then it is possible to establish the normal mark-

up for each sector. We consider that it is a more reliable concept to convey the roles of rate of profit in the investment equation.

$$g_i^i = g_o^i + \alpha_i r_i^n + \beta_i u_i \quad (12)$$

According to this view firms take into account the natural rate of profit while still responding to the actual rate of profit through its relation to the measure of capacity utilization. By adopting this specification we obtain the following solutions for the equilibrium values of the actual profit rate, rate of capacity utilization and sectoral growth rate:

$$r_i^* = \frac{\pi_i(g_o^i + \alpha_i r_i^n)}{\pi_i s - \beta_i} \quad (13)$$

$$u_i^* = \frac{g_o^i + \alpha_i r_i^n}{\pi_i s - \beta_i} \quad (14)$$

$$g_i^* = \frac{s \pi_i (g_o^i + \alpha_i r_i^n)}{\pi_i s - \beta_i} \quad (15)$$

These expressions show that the higher the growth rate of demand in a particular sector the higher the profit rate, the rate of capacity utilization and the growth rate of the  $i$ -th sector. These results may be explained as follows. In order to meet a higher rate of demand a higher rate of profit is necessary to provide capitalists with the funds to reinvest. By taking the derivative of the sectoral rate of profit and the sectoral growth rate we conclude that the signs of the derivatives rely on the relation between the sectoral growth rate of demand and other parameters of the model.

$$\frac{\partial r_i^*}{\partial \pi_i} = - \frac{\beta_i [g_o^i + \alpha_i (g + \theta_i)]}{(\pi_i s - \beta_i)^2} > 0 \quad (16)$$

$$\frac{\partial g_i^*}{\partial \pi_i} = \frac{s[g_o^i + \alpha(g + \theta_i)]}{(\pi_i s - \beta_i)^2} \begin{matrix} > 0 \\ < 0 \end{matrix} \quad (17)$$

Note that if  $\theta_i > -\left(\frac{\alpha}{\beta_i} + n\right)$  then the numerator is positive and we face a wage led regime. If  $\theta_i < -\left(\frac{\alpha}{\beta_i} + n\right)$  then the numerator is negative and we have a profit led regime. It is important to emphasize that the most probable outcome is the wage led regime since the profit led regime requires not only a negative growth rate of demand but one that is lower than the combination of parameters given in the inequality above. This result is according to the empirical evidence presented by a number of authors such as Hein and Vogel (2008), Ederer, Onaran, and Stockhammer (2009), Naastepad and Storm (2007) and Elder and Stockhammer (2008) that have shown that a wage led regime is the most probable outcome in a closed economy. Then here by taking into account the natural rate of profit as one of the variables that drives investment we are able to provide further basis to this empirical evidence.

#### 4. Concluding Remarks

One of the key distinctions between the orthodox view and the Post-Keynesian growth models is the importance given to the supply and demand determination of economic growth. While the later focuses on demand the former stresses the supply side as determinant of the process of economic growth. But this is not the only difference between these two approaches. The dominant neoclassical literature on economic growth is inadequate to deal with the technological issues since its frameworks cannot take into account the complexities of the innovation process and conditions particular to



the economies. But what is known as the original PKGM in fact is subject to the same criticism as the Neoclassical model since these models are aggregated in one sector. In the present paper what is being offered is a vision of a canonical Post-Keynesian approach to conceptualizing growth based on the principle of effective demand, with which each individual Post-Keynesian traditions – Kaleckian and Pasinettian – can be shown to be consistent.

In fact, we learn from this analysis that the actual structural dynamics depends ultimately on the distributive features of the economy and not only on the evolution patterns of demand and technological progress as in the Pasinettian view. This is a step further in order to build a unified Post-Keynesian theory of economic growth. By considering the natural rate of profit as one of determinants of investment, it is possible to conclude that the most probable outcome is a wage led demand regime, in which the growth rate of demand plays a decisive role. This result is consistent with empirical findings that show that for a closed economy the most probable outcome is a wage led regime.

## References

- Amadeo, E. (1986a). Notes on Capacity Utilization, Distribution and Accumulation. *Contributions to Political Economy* 5, 83 – 94.
- Amadeo, E. (1986b). The Role of Capacity Utilization in Long Period Analysis. *Political Economy* 2, 147 – 160.
- Araujo, J. 1992–93. The government sector in Kaldor-Pasinetti Models. *Journal of Post-Keynesian Economics* 15(2), 211 – 228.

- Araujo, R. and Teixeira, J. 2002. Structural change and decisions on investment allocation. *Structural Change and Economic Dynamics* 13, 249–258.
- Bellino, E. 2010. Employment and income distribution from a Classical-Keynesian viewpoint: some tools to ground a normative analysis. In E. Brancaccio and G. Fontana (eds.), *The Global Economic Crisis: New Perspectives on the Critique of Economic Theory and Policy*, Routledge, London, 2011.
- Bhaduri, A. and Marglin, S. 1990. Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies. *Cambridge Journal of Economics*, 14 (4), 375–93.
- Blecker, R. 1989. International competition, income distribution and economic growth, *Cambridge Journal of Economics*, 13, 395–412.
- Blecker, R. 2002. Distribution, demand and growth in neo-Kaleckian macro-models. In: Setterfield, M. (Org.). *The Economics of Demand-led Growth: Challenging the Supply-side Vision of the Long Run*. Cheltenham, UK; Northampton, MA: Edward Elgar, 129 – 152.
- Dutt, A. 1984. Stagnation, income distribution and monopoly power. *Cambridge Journal of Economics* 8, 25 – 40.
- Dutt, A, 1987. Alternative closures again: a comment on growth, distribution and inflation. *Cambridge Journal of Economics* 11, 75 – 82.
- Dutt, A. 1990. *Growth, distribution and uneven development*. Cambridge University Press, Malta.
- Eatwell, J. 1983. The long period theory of employment. *Cambridge Journal of Economics* 7, 269 – 285.
- Ederer, S., Onaran, O. and Stockhammer, E. 2009. Functional income distribution and

- aggregate demand in the Euro-area. *Cambridge Journal of Economics* 33, no. 1: 139 – 159.
- Ederer, S. and Stockhammer, E. 2007. Demand effects of the falling wage share in Austria. *Empirica* 35, no. 5: 481 – 502
- Halevi, J. 1996. The significance of the theory of vertically integrated processes for the problem of economic development. *Structural Change and Economic Dynamics* 7, 163 – 171.
- Harrod, R. 1933. *International economics*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Hein, E. and Vogel, L. 2008. Distribution and growth reconsidered – empirical results for six OECD countries. *Cambridge Journal of Economics* 32, no. 3: 479 – 511.
- Jossa, B. 1989. Class Struggle and Income Distribution in Kaleckian Theory. In: *Kalecki's Relevance Today*. Edited by Mario Sebatiani. Published by the The Macmillan Press Ltd. London.
- Kaldor, N. 1957. A model of economic growth. *Economic Journal* LXVII: 591-624.
- Kalecki, M. 1954. *Theory of Economic Dynamics: An Essay on Cyclical and Long-Run Changes in Capitalist Economy*. London: Allen and Unwin.
- Kalecki, M. 1968. The Marxian Equations of Reproduction and Modern Economics. *Social Sciences Information* 7, 73 – 79.
- Lavoie, M. 2006. *Introduction to Post-Keynesian Economics*. Palgrave, MacMillan.
- Lavoie, M. 2003. Kaleckian Effective Demand and Sraffian Normal Prices: Towards a Reconciliation. *Review of Political Economy* 15(1), 53 – 74.

- Lavoie, M. 1997. Pasinetti's vertically hyper-integrated sectors and natural prices. *Cambridge Journal of Economics*, 21.
- Naastepad, C.W.M. and Storm, S. 2006/7. OECD demand regimes (1960-2000). *Journal of Post-Keynesian Economics* 29, no. 2: 211-246.
- Nell, E. 1989. The Rate of Profit in Kalecki's Theory. In: *Kalecki's Relevance Today*. Edited by Mario Sebatiani. Published by the Macmillan Press Ltd. London.
- Mott, T. 2002. Longer-run aspects of Kaleckian macroeconomics. In: Setterfield, M. (Org.). *The Economics of Demand-led Growth: Challenging the Supply-side Vision of the Long Run*. Cheltenham, UK; Northampton, MA: Edward Elgar, 153 – 171.
- Ocampo, A. 2005. The Quest for Dynamic Efficiency. In: *Beyond Reforms: Structural Dynamics and Macroeconomic Vulnerability*. Edited by José A. Ocampo. Stanford University Press.
- Pasinetti, L. 1973. The notion of vertical integration in economic analysis. *Metroeconomica*, 25, 1 – 29.
- Pasinetti, L. 1981. *Structural Change and Economic Growth – A Theoretical Essay on the Dynamics of the Wealth of the Nations*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pasinetti, L. 1988. Growing sub-systems, vertically hyper-integrated sectors and the labour theory of value. *Cambridge Journal of Economics*, 12, 125 -- 34.
- Pasinetti, L. 1990. Sraffa's circular process and the concept of vertical integration. In *Essays on Pierro Sraffa*. Edited by K. Bharadwaj and B. Schefold. London: Unwin Hyman.

- Pasinetti, L. 1993. *Structural Economic Dynamics – A Theory of the Economic Consequences of Human Learning*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pasinetti, L. 2005. The Cambridge School of Keynesian Economics. *Cambridge Journal of Economics*, 29, 837-848.
- Pasinetti, L. 2007. *Keynes and the Cambridge Keynesians: A 'Revolution in Economics' to be Accomplished*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Robinson, J., 1956. *The Accumulation of Capital*. London: Macmillan
- Robinson, J. 1962. *Essays in the Theory of Economics Growth*, London, Macmillan
- Rowthorn, R. 1982. Demand, Real Wages and Economic Growth, *Studi Economici*, no. 18.
- Sebastiani, M. 1989. Introduction: Kalecki's Relevance Today. In: *Kalecki's Relevance Today*. Edited by Mario Sebastiani. Published by the The Macmillan Press Ltd. London.
- Scazzieri, R. 1990. Vertical Integration in Economic Theory. *Journal of Post Keynesian Economics* 13(1), 20 – 46.
- Smith, A. 1976 [1776], *An Inquire into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. Edited by Campbell R., Skinner, A. and Todd, W., Oxford: Clarendon Press.
- Solow, R. 1956. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 70, 65 – 94.
- Sraffa, P. 1960. *Production of Commodities by Means of Commodities*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Steindl, J., 1952. *Maturity and Stagnation in American Capitalism*. New York: Monthly Review Press.

- Steedman, I. 1992. Questions for Kaleckians. *Review of Political Economy* 4, 125 – 151.
- Stockhammer, E. 1999. Robinsonian and Kaleckian growth. An update on Post-Keynesian growth theories. Working paper no. 67, Vienna University of Economics, Department of Economics.
- Taylor, L., 1985. A stagnationist model of economic growth. *Cambridge Journal of Economics* 9, 383 – 403.
- Thirlwall, A. 1979. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 128, 45 – 53.
- Trigg, A. and Lee, F. 2005. Pasinetti, Keynes and the multiplier, *Review of Political Economy*, 17(1), 29 – 43.
- Vianello, F. 1989. Effective Demand and the Rate of Profits: Some Thoughts on Marx, Kalecki and Sraffa. In: *Kalecki's Relevance Today*. Edited by Mario Sebatiani. Published by the Macmillan Press Ltd. London.



## Applying the Signalling Theory for Monetary Policy: The Case of Brazil

Caio C. S. Gonçalves<sup>1</sup>

**ABSTRACT:** The aim of this article is to relate the trinomial credibility-reputation-transparency with the signalling theory applied to monetary policy of inflation targets by building a model of signalling on monetary policy. In this model, it is considered that transparency is the signal issued by the central bank for the public with the purpose of revealing its type. The main results show that the central bank of the opportunistic type has no incentive to be transparent and the committed type is in a better situation under separating equilibrium in relation to the pooling equilibrium. In addition, the separating equilibrium is multiple, and the situations of low or high transparency generate pooling equilibria, which supports the idea of an intermediate level of transparency. While highlighting the role of the public in determining the level of transparency, this paper met that it is not reasonable to compare levels of optimal transparency between central banks due to differences between the public of different countries. Empirically, through the event study methodology, it was found that for the Brazilian economy occurred a reduction of the predictability of decisions of the central bank and thus an increase of asymmetric information in the analysis period.

**KEY WORDS:** transparency, signalling, central bank.

**RESUMO:** O objetivo deste artigo é relacionar a credibilidade trinomial-reputação-transparência com a teoria de sinalização aplicada à política monetária de metas de inflação realizada através da construção de um modelo de sinalização na política monetária. Neste modelo, considera-se que a transparência é o sinal emitido pelo banco central para o público com o objetivo de revelar seu tipo. Os principais resultados mostram que o banco central do tipo oportunista não tem qualquer incentivo para ser transparente e o tipo que cumpre o prometido está em uma situação melhor sob equilíbrio separador em relação ao equilíbrio agregador. Além disso, o equilíbrio separador é múltiplo, e as situações de baixa ou alta transparência geram equilíbrios agregadores, o que apoia a ideia de um nível intermediário de transparência. Ao destacar o papel do público na determinação do nível de transparência, é verificado que não é razoável comparar níveis de transparência ótimos entre bancos centrais, devido às diferenças entre o público de diferentes países. Empiricamente, através da metodologia de estudo do evento, foi encontrado que para a economia brasileira ocorreu uma redução da previsibilidade das decisões do banco central e, portanto, um aumento de informação assimétrica no período de análise.

Palavras-chave: transparência, sinalização, banco central.

JEL: E58, D82, E52.

Área 5: Macroeconomia Aplicada

---

<sup>1</sup> Caio C. S. Gonçalves (caio.goncalves@ufrgs.br) is on Postgraduate Program in Applied Economics at the Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Brazil.

## 1. Introduction

The purpose of this article is to relate the trinomial credibility-reputation-transparency with the signalling theory applied to monetary policy by constructing a model that uses transparency as a signal sent by the monetary authority for the public.

The role of credibility, reputation and transparency, referenced as trinomial, emerged in the literature on monetary policy from the discussion of "rules versus discretion". Second Cukierman and Meltzer (1986), credibility can be defined as the absolute value of the difference between the plan of policymakers and public beliefs about these plans, i.e. the difference between what the public expects to be accomplished with what was planned. The credibility of policymakers is relevant because it increases the effectiveness of monetary policy in several theoretical models. For example, the Barro and Gordon (1983a; 1983b) model considers that a higher level of credibility allows the policymaker reduce inflation at a lower cost and still suggests that the use of transparency can be beneficial.

Transparency may refer to the activities carried out by the central bank in terms of dissemination of information, being such as the degree to which the information is available (LASTRA, 2001) or may refer to the understanding of the public in relation to the monetary authority's policy decisions (WINKLER, 2000). However, other definitions are presented in the theoretical literature, and this influences the conclusions about the usefulness of transparency, as he approached Posen (2003).

Additionally, the reputation is related to the confidence gained by the monetary authority after a period of observations about his actions and commitment to the policies adopted. So, the reputation can be acquired, retained or even destroyed over time. As Geraats (2001), the opacity of the economic forecasts damages the reputation of a strong central bank that presents itself inside out to inflation.

Credibility, reputation and transparency are closely related. Issing (2001) presents the idea that credibility and transparency contribute to the effectiveness of monetary policy. Following this, a high degree of transparency and responsibility in making monetary policy strengthen the legitimacy of the central bank, which supports the public belief about the commitment to price stability, contributing to the increased credibility. In other words, transparency increases the credibility of monetary policy and contributes to building the reputation. On the whole, transparency, in the language of the theory of contracts, can be used as a sign to show what the intentions/preferences, or what is the type of central bank.

Empirically, the 1998's study with 94 central banks held by Fry (2000) showed that 74% of central banks consider transparency a vital component or very important for its monetary policy. Additionally, Blinder (2000) conducted a survey of 88 central banks and also concludes that transparency is considered very important factor not only to establish the credibility, but also to keep it.

The signalling theory addressed initially by Spence (1973) proposed a way to solve the problem of information asymmetry by a signal sent from the more informed for, the less informed. With a focus on the labour market, the author referred to above found that the employer can't recognize the productivity of the employee before hiring him, which may cause the adverse selection problem discussed by Akerlof (1970) to stipulate an average remuneration. In order to solve the problem, education can be used as a signal on the part of the worker to reveal what's its type, high or low productivity, and thus solve the problem informative.

Applied to monetary policy, the problem of information asymmetry is present in the relationship between the central bank and the public. In this case, the central bank has more information about the performance of the economy than the public beyond this power to assume two distinct types: type I (weak) – that would be the central bank with an opportunistic behaviour, assumes more commitments not meets and; type II (strong) – that would be the central bank that complies with what has been agreed. The

information about the central bank's type is restricted to itself, and the public only observes their actions over time, damaging their expectations that lead to affect the entire economy.

Thus, as a hypothesis, it is interesting to the central bank show their type, adopting, in this case, transparency as a sign to reveal to the public what type it is. The use of transparency makes the public assign a level of credibility the political decisions of policymakers, which contributes to the effectiveness of monetary policy. Over time, it is possible that the central bank raises or keeps its reputation. This paper will adopt the central bank monetary policy as inflation targeting regime. Stylized facts were presented by Dincer and Eichengreen (2007) and Geraats (2009) by which it found that: increased the dissemination of information, especially about political decisions and macroeconomic analysis; transparency presented greater expansion in central banks to adopt inflation targeting; countries with high inflation in the 1990 presented a higher increase of transparency of monetary policy; countries with greater transparency have tended to experience lower inflation after periods.

This work contributes to the theoretical literature on transparency and the effectiveness of monetary policy having as differential signalling theory's approach to rescuing aspects of the seminal work by Spence (1973). In addition, deals with the discussion on an optimal level of transparency. The article is divided as follows: in addition to this introduction, section two presents a review of the literature on the role of transparency, credibility and reputation of the monetary authority and the policy adopted and also about the literature of signalling theory applied to monetary policy; section three presents a model of signalling that uses the ideas of trinomial transparency-credibility-reputation applied to monetary policy of inflation targets; section four discusses the issue of equilibrium and the optimal level of transparency; section five uses the event study methodology to answer about the behaviour of the Central Bank of Brazil; and section six, finally, presents the conclusions.

## 2. Literature Review

In the economic literature on monetary policy known as "rules versus discretion" arose also the debate on the role of reputation, credibility and transparency of the central bank associated with their political actions. Fellner (1979) presented for the first time the issue of credibility. After this, there are the works of Kydland and Preston (1977) and Barro and Gordon (1983a; 1983b) with developments in credibility and reputation of the monetary authority. Blinder (1999) states that many economists agree with the employability of transparency on the part of the central bank in the conduct of monetary policy; the main argument is that the presence of transparency makes the private sector to be more informed, allowing it makes better decisions. Thus, the effectiveness of monetary policy is related to the ability of the public to anticipate the actions of the central bank.

However, as shown in the study of Demertzis and Hallett (2007), there are other opinions such as the idea that the best would be an incomplete transparency associated with the central bank's reputation. So it would not be necessary to disclose a large number of information given to the public would provide a high degree of credibility to the central bank. In addition, there is a discussion that must impose restrictions on transparency due to operational issues, one should enhance the credibility of the central bank (EIJFFINGER; HOEBERICHTS, 2002) and emphasize the difference between information that is necessary for the public to know of those that are necessary to understand (ISSING, 1999). Another point of discussion is that there is a conflict between the need for transparency and the ability to control, indicating that a high degree of transparency brings a cost to the monetary authority.

In summary, it is observed that discussing the degree of transparency, its positive relationship with the credibility, the elevation of the ability to control the central bank coupled with a high degree of transparency and even his relationship with the efficiency of monetary policy. Moreover, the transparency

factor has been used increasingly by policymakers and it's no different in the decisions of the central bank monetary policy. Many authors agree on the importance of transparency to the conduct of monetary policy although there is no consensus on the optimal level of transparency (CUKIERMAN, 2001; EIJFFINGER; GERAATS, 2002). Furthermore, it cannot be denied that transparency reduces the uncertainties of the agents.

The model presented by Svensson (1999) shows the influence of transparency on the effectiveness of monetary policy. It was considered transparency in relation to an explicit target employment and has, as a result, more responsible central bank's posture and unable to commit opportunism. In another article, Svensson (2003) addressed on transparency in relation to an inflation target of defending the use of a control error, or an interval between the targets to reveal the preferences of the central bank.

Jensen (2000) addressed that the announcement of the inflation target serves as a way to demonstrate the commitment of the central bank, which suggests the positive relationship between transparency and credibility. The author above also focuses on the question of the existence of private information, that if this doesn't exist, greater transparency does not affect the credibility of the monetary authority, which emphasizes the need for an informational asymmetry problem for use of transparency.

The belief that the information must be clear in order for monetary policy to be more effective is in agreement with the argument that the reduction of asymmetric information benefits all parties involved. The information being passed clearly is a way to reduce the problem of asymmetric information. It is possible to interpret the transparency as a central bank signal to the public, with the aim of revealing its type.

Geraats (2002) presented five types of transparency: politics, related to the existing clarity central bank objectives; economic, related to economic information used in political decisions, procedures, related to the decision-making process, monetary policy, related to the orientation of monetary policy; and operational, related to the effects of the implementation of monetary policy. Given that one can understand transparency in different ways, adopts what Eijffinger and Geraats (2002) point as features of a transparent monetary authority, being: owning a numerical target for monetary policy; disclose an inflation report explaining what are the effects that are expected when monetary policy changed; disclose the inflation forecast; and, lastly, to assess the effects of past policies.

The question arose to reduce the asymmetric information between the central bank and the public, in order to work for the public provides for better monetary policy actions. In addressing Demertzis and Hallett (2007), the absence of transparency, is an imperfect transparency related to priorities and objectives or to information conditioned, targets or shocks, distorts the public's expectations about inflation. The study of Morris and Shin (2000) showed that the publication of information by the central bank influences the control of inflation expectations. In the presence of uncertainties, transparency of public is reduced and improved choices, so that bad decisions or forecast errors are not related to informational problems, unless the passed information does not show quality.

Regarding the literature on informational problem that exists between public and central bank, Cukierman and Liviatan (1991) presented a set of signalling on monetary policy. The authors used the idea that the public can't distinguish what the central bank's type is, may be a strong type, who keeps what was agreed or weak type, with opportunistic behaviour. Only the central bank itself knows what kind. The main conclusion is that the unreliable policymaker should adopt a posture of accommodation of inflationary expectations. The role of reputation for stabilization programs was highlighted to exemplify the policymaker's behaviour influences the success of policies.

Walsh (2000) extends the model proposed by Cukierman and Liviatan (1991) including forward looking expectations in a model with contracts of short-term and long-term wages considering a function of Lucas and the effects on the great choice of inflation. The conclusion about the accommodation policy

expectations also is present and with forward looking expectations the central bank of weak type is forced to postpone inflationary surprises in addition to contributing to the reduction of inflationary bias.

The monetary policy adopted by the government, according to Svensson (1998) points out that transparency is part of the characteristics of the scheme in which inflationary targets and provides explicit inflation target, says with a degree of transparency and accountability.

### 3. Model of Signalling on Monetary Policy

The articles of Spence (1973, 1974) showed how agents can market use signs to solve the problem of adverse selection at the moment when the employer wishes to distinguish candidates, according to their qualification. Applying the necessary changes, the model proposed by Spence shows plausible to represent the context of monetary policy signals. All the ideas presented in this section and the next are based heavily on an article by Spence (1973).

The public is unaware of the characteristics of the central bank or the president of the same before the decision making on monetary policy being followed and throughout this for maintenance of monetary policy. This information is only available to the public after the policies actions have been taken and persecuted, then the public will be able to define what central bank's type is, it can be the kind that fulfils its promise or not. However, the period of learning by the public regarding the central bank's type is harmful to the economy since the information is not perfect.

The problem of asymmetric information arises from the situation that only the central bank or the president even know its real type in such a way that the absence of this information to the public cause distortions in time to form its expectations about important variables of the economy, particularly inflation and expectations of future interest rates.

In the case of monetary policy of inflation target, it is considered that the public wishes to know whether the central bank will follow the established inflationary target or not. Thus, a mechanism is required to convey the information about its type, reducing the informational problem. It can be done using a sign to reveal to the public their true type, represented here as transparency. It should be noted that the signal must be an observable characteristic that can be manipulated by individuals (SPENCE, 1973).

Consider the following assumptions: (i) there is the interaction of two groups in the economy, the central bank and the public; (ii) the monetary policy adopted by the government is based on the inflationary targets; (iii) the central bank may take of distinct types, type I - weak, which does not meet the proposed target, i.e. has an opportunistic behaviour, and type II, which seeks to follow the targets, thus has an opportunistic behaviour; (iv) the public attaches to a level of central bank credibility; (v) the public knows the probabilities of the central bank's type.

The public assesses the transparency ( $y$ ) in order to find out what the central bank's type is. If this is not being transparent enough, the public classifies as belonging to the type I - weak; on the other hand, if the transparency is effective, in order to disclose the number of sufficient information to demonstrate a commitment to the inflationary target, the central bank is seen as being of type II - strong.

It is considered that transparency is available to the central bank, however; there are cost associated with it and this cost are different depending on the type that the monetary authority takes over. The central bank of weak type has a function of cost of greater transparency, given by  $C_I(y) = y$ , while the central bank of strong type has a function of cost transparency given by  $C_{II}(y) = y/2$ . Under the hypothesis that when the central bank assumes a posture not opportunistic, the cost of being transparent is smaller than when this takes an opportunistic posture. Additionally, it is proposed that the central bank get a level of

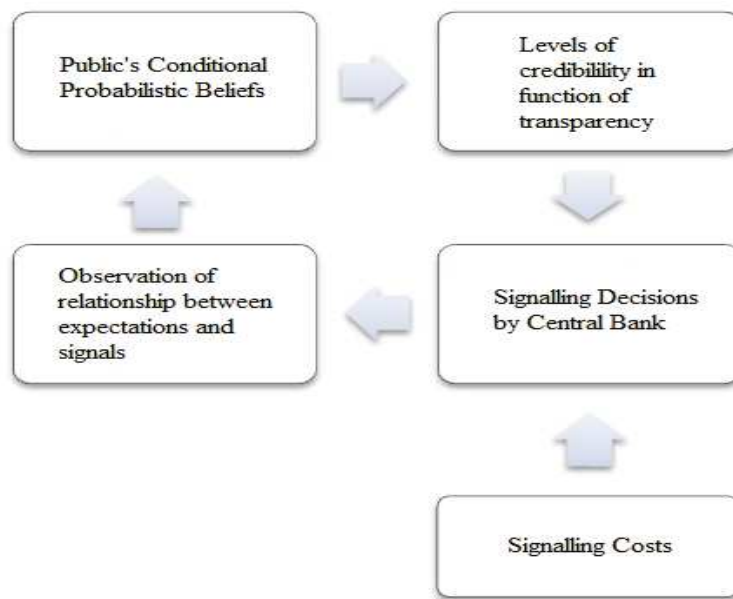


credibility (index) equal to 1 when type is weak, and equal to 2 when is strong. Furthermore, it is considered that the public knows that the probability  $q$  of the central bank is the type weak, and  $1 - q$ , it is the strong type. Briefly, we have:

| Table 1: Levels of credibility, probabilities and cost of transparency |                       |               |                      |
|------------------------------------------------------------------------|-----------------------|---------------|----------------------|
| Type of central bank                                                   | Levels of credibility | Probabilities | Cost of transparency |
| Type I - Weak                                                          | 1                     | $q$           | $y$                  |
| Type II - Strong                                                       | 2                     | $1-q$         | $y/2$                |

With the goal of finding market equilibrium, it is assumed that there is a set of probabilistic beliefs of the public which are confirmed by the feedback mechanism, as illustrated in Figure 1.

Figure 1: Process feedback loop of public's beliefs



Source: Adapted from Spence (1973)

This feedback process represented by Figure 1 shows that in a given period, the public to form their probabilistic beliefs tells the level of credibility that is assigned to the central bank, which in turn leads to this organ to decide on the level of transparency to be adopted, and that this decision depends on the cost of signal that varies according to their type. After the central bank taking its decision, the public observes the new level of transparency and form its opinion on the central bank and then correct, if necessary, their beliefs. In the event of amendment, the process begins again. It can be considered that periods in a row without changing their beliefs collaborates for the maintenance or increase in reputation of the monetary authority.

In this way it is determined the level of transparency that can identify the central bank's type, i.e. a level of separating transparency, denoted here as  $y^*$ . If the transparency level issued by the central bank ( $y$ ) is less than  $y^*$ , has that kind the central bank is weak. If the transparency level issued is greater than  $y^*$ , this is a strong type. This conclusion can be represented as follows:

$$\text{Decision rule} = \begin{cases} y < y^*, \text{central bank of weak type} \\ y > y^*, \text{central bank of strong type} \end{cases}$$

It is assumed that levels of credibility  $W(y)$  are given by:



$$W(y) = \begin{cases} 1, & \text{if the central bank is of weak type} \\ 2, & \text{if the central bank is of strong type} \end{cases}$$

Given the levels of credibility established by public transparency level for each used by the central bank, this will decide the optimal level of transparency that maximizes its interests taking into account that the greater the transparency, the greater the level of credibility. However, costs are higher as it grows the transparency. In simplified form, the maximization can be represented by:

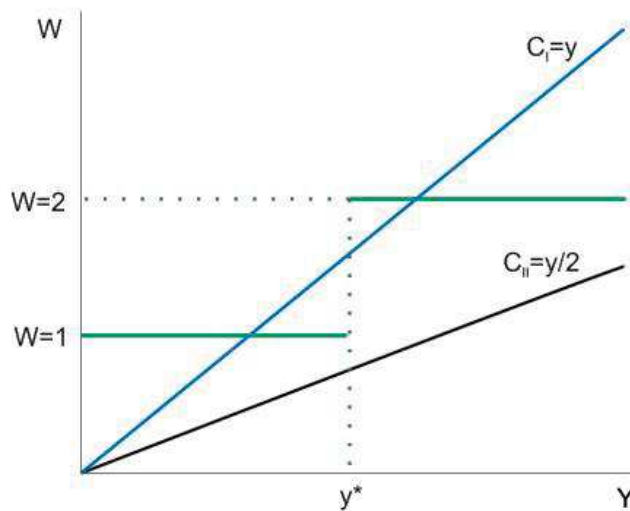
$$\max_y [W(y) - C(y)]$$

Thereby, using the approach of games, the first decision is taken by the central bank, which chooses its level of transparency and has a level of credibility in information that he was being classified for each  $y$  in addition to information, transparency, costs that are seen as a disincentive to transparency.

With the maximization of their interests, it is observed that the central bank will choose to set  $y = 0$  if it is weak, and type  $y = y^*$  if it is strong type. Following this, if the probabilistic beliefs are confirmed, the public can find out what behaviour is having the central bank, when choosing the  $y^*$  delimiting the level of transparency that distinguishes between the two types, obtaining a separating equilibrium. If the central bank is a strong type, and it is expected that this organization seeks to be of this type to achieve better results in their policies,  $y^*$  becomes the transparency level.

Figure 2 graphically represents the separating equilibrium, which represent the cost functions, signalling levels of credibility and the transparency level determined by the public ( $y^*$ ); it can find the equilibrium. If the central bank is the weak type, the signalling cost outweighs the benefit of signal, i.e. the gain (level of credibility minus the cost of signal) to the weak type, which has a cost function of signal represented by  $C_I$ , when does not signal is 1, since the level of credibility is 1 and the signalling cost are null. However, when the sign is  $y^*$ , the gain shall be  $2 - y^*$ , because the level of credibility is 2 and the cost  $C_I$  valued at  $y^*$  is  $y^*$ . As  $2 - y^*$  is less than 1, the weak kind does not signal ( $y = 0$ ).

Figure 2: Separating Equilibrium



Similarly, if the central bank's type is strong, the signalling cost is less than the benefit to the sign. In other words,  $2 - y/2$  which is the gain if signal is greater than 1 (in case it does not gain signal). Thus, its decision will be to signal the level  $y^*$ .

#### 4. Separating and Pooling Equilibrium and the Optimal Level of Transparency

In summary, the resulting equilibrium will be a separating equilibrium if the Central Bank behaviour types (weak and strong) are clearly identified so that the public can distinguish them. Thus, the equilibrium is also known as signalling equilibrium. Otherwise, it is called the pooling equilibrium.

As has been seen, the separating equilibrium arises when the central bank has no incentives to change their decisions in relation to the level of transparency that it issued taking into account the costs of transparency and the levels of credibility that the public would establish. On the other hand, the public has its probabilistic beliefs confirmed.

Therefore, the signalling equilibrium is also a Nash equilibrium, since each agent of the signalling game chooses a strategy characterized by the best response to the strategy of the other agent.

Once the choice of  $y^*$  points a range in the domain of  $y$ , there is an infinite number of possible equilibria for the values of  $y^*$ , i.e., the equilibrium is not unique. However, the different equilibria can be classified based on the Pareto criterion. In the previous model, it was considered that the central bank of the weak type will not signal due  $2 - y^*$  is less than 1, i.e.  $y^* > 1$ . For the central bank of strong type, the decision to signal derived from relationship of  $2 - y^*/2$  greater than 1, i.e.  $y^* < 2$ . These two self-selectable constraints must be met for the establishment of separating equilibrium (SPENCE, 1973). So it can also be used to sort the multiple equilibria.

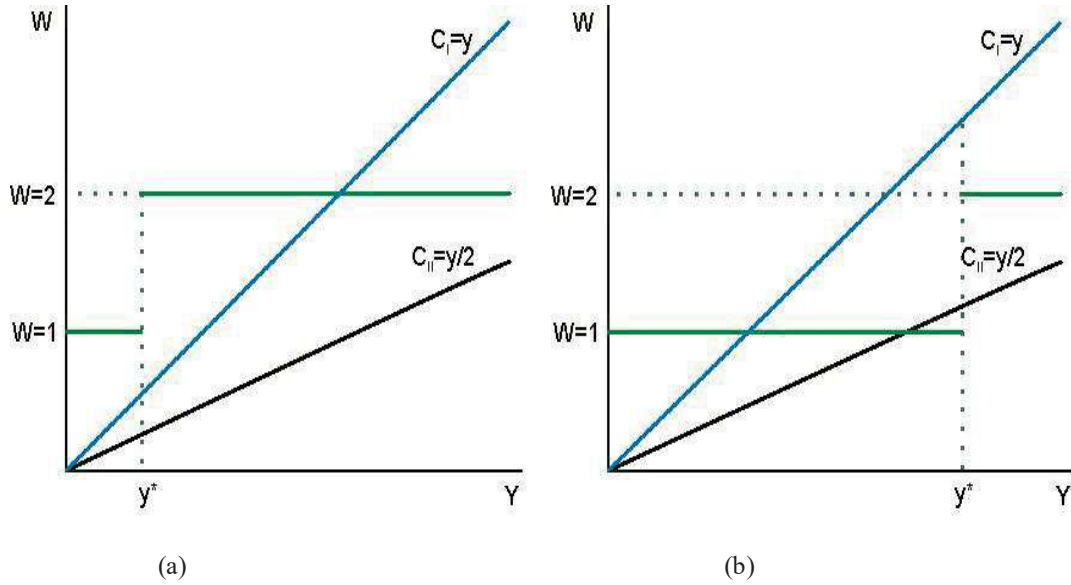
As  $y^*$  approaches 2, the situation for the central bank of strong type worsening since raises signalling cost, with a weak type is not affected by this amendment. Thus, the equilibrium in  $y^* = 1$  would produce a separating equilibrium with Pareto-efficient outcome, since, in this case, the signalling cost are in a minimum possible level still separating the two types of the central bank. However, without information asymmetry, the solution found is Pareto dominant to all separating equilibria.

There are two conditions necessary to ensure that the transparency of the central bank create a separating equilibrium: (i) incentive compatibility condition, the central bank that has opportunistic behaviour, being of type weak, will not have incentives to be more transparent; (ii) individual rationality condition, the central bank of strong type is, in fact, better off on separating equilibrium than in a pooling equilibrium.

If the conditions are met for the separating equilibrium, the choice of the central bank in relation to the level of transparency to be adopted will indicate what its type is, being solved the problem of information asymmetry.

As shown earlier, the transparency level great  $y^*$  is between 1 and 2 being the closer of 2 worst the situation of strong type and around the 1 has a Pareto-efficient equilibrium. However, there is debate whether there are situations in which the public to stipulate  $y^*$  does not generate a separating equilibrium, being, therefore, a pooling equilibrium.

Figure 3: Pooling equilibrium with low and high degree of transparency



It can happen the case where  $y^*$  is stipulated in relatively low level, represented in Figure 3 (a). In this case, for the weak, the increase to the signal is higher than that earned if does not signal ( $2 - y^* > 1$ ), so that in this case the weak type pass to signal. According to the same previous results, in this situation of low level of  $y^*$ , will still be better for the strong type signals ( $2 - y^*/2 > 1$ ). It is observed that the two types end up signalling generating a pooling equilibrium.

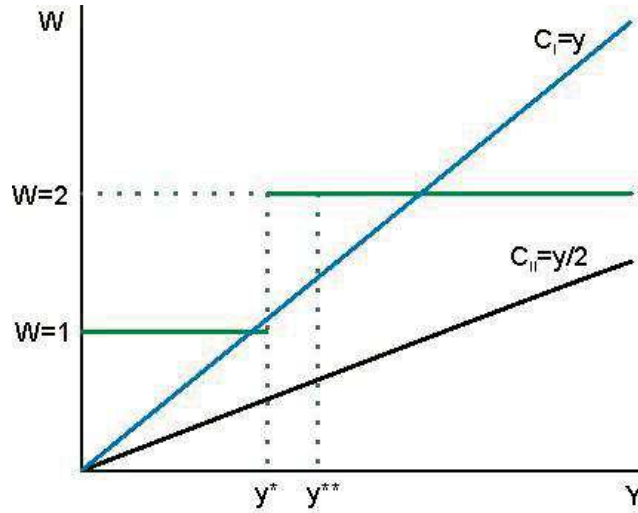
This is a situation in which there is a sign not informative, i.e. transparency at very low level is not able to reveal the central bank's type. It is a situation that the public is not better if the sign does not have been issued.

Assuming the otherwise, it will be analyse the very high level of transparency case (Figure 3 (b)). For the central bank of the weak type, the gain if it does not signal outweighs the gain to the signal ( $2 - y^* < 1$ ), therefore, its decision will not signal ( $y = 0$ ). In the same way, the situation is not different from the separating equilibrium. However, to the central bank of strong type, the high level of  $y^*$  causes raise signalling costs in such a way that the gain when it does not signal exceeds the signalling gain ( $2 - y^*/2 < 1$ ), deciding ultimately non-signal. In summary, when both types decide the same, in this case, no signal, it becomes pooling equilibrium, not informative signal.

The separating equilibrium and the pooling equilibrium are not unique. There are infinite points that generate separating equilibrium. However, these are not equivalent as seen in the classification of equilibria. On the whole, one cannot assert that the solution with symmetric information is Pareto dominant in relation to the pooling equilibrium, since, in both cases, the situation of weak type is just as good and strong type is worse under the pooling equilibrium.

In summary, given the multiplicity of separating equilibrium, it can discuss what occurs when two levels of transparency, for example, can distinguish the central bank's type. In other words, it want to know if occurs transition from one equilibrium to another. Figure 4 presents two levels of transparency. Under the level  $y^*$ , is the minimization of the costs of the two types, however, did not consider  $y^* = 1$  for making the central bank weak type is indifferent between signal or no signal, eliminating this possibility, the point represented on  $y^*$  in Figure 4 is considered Pareto-dominant to all other separating equilibria.

Figure 4: Optimal level of transparency



Below  $y^*$ , the result would be a pooling equilibrium, but under  $y^*$ , the equilibrium is separator and if the level of transparency was  $y^{**}$ , the equilibrium would also be separator. However, in the case of  $y^{**}$  have a larger signalling cost for the central bank of strong type and generate the same level of credibility ascribed to the public. If two situations produce the same results in terms of credibility, it is reasonable to believe that, at some point, the public would experience a level  $y^*$  that create more efficient results. Alternatively, include in this situation the role of reputation, possible since the time was added in the analysis, which could make a public review down the transparency level required of the monetary authority. This shows that, over time, the public can change  $y^*$  always seeking efficient results reaching an optimum level  $y^*$ .

## 5. Econometric Aspects

To get the impact of disclosure of the target of basic interest rate (Selic) on the term structure of interest rates, uses the event study methodology as proposed by Hardy (1998) and Haldane and Read (2000). Typically used in the area of Economics and finance, the study of events is widely used to perform tests of market efficiency. As Kloecker (1995), the method focuses on the date of announcement of an event or an irregularity of the return of the shares, that deviation irregularity of stock returns of ex ante returns that are not conditional to the event.

In this methodology, to measure an impact of a particular event, it must use high-frequency data so that the signal-to-noise ratio is maximized, since other communicated or facts can also change asset prices when it has interest. So, the window will be between the period of market closure of the day prior to the disclosure of the new basic rate of interest and the closing of the business day after the day of the disclosure of the Selic target.

From the hypothesis of interest-rate expectations, which is based on the condition that no arbitrage along the curve of interest rates, which explains the influence of changes in the target of market interest rate, the term structure:

$$R_t = \frac{1}{2}(r_t + E_t r_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

where  $R_t$  is the interest rate for two periods,  $r_t$  is the interest rate for one period,  $E_t r_{t+1}$  is the current expectation of interest rate in the following period and  $\varepsilon_t$  is a risk premium.

The equation (1) shows the relationship between the rate of interest on a long-term basis and effective interest rates and expected short-term. Generalizing to a rate of just a period and the long-term rate of  $n$  periods:

$$R_t = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n E_t r_{t+i} \right) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Given the hypothesis of rational expectations:

$$E_t r_{t+1} = r_{t+1} + \eta_{t+1} \quad (3)$$

where  $\eta_{t+1}$  is a white noise i.i.d. with null mean.

Thus, the equation (2) considering the equation (3) can be rewritten as follows:

$$\frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n E_t r_{t+i} \right) = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n r_{t+i} + \eta_{t+1} \right) = \frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n r_{t+i} \right) = R_t - \varepsilon_t \quad (4)$$

By subtracting  $r_t$  both sides of the equation (4):

$$\frac{1}{n} \left( \sum_{i=0}^n E_t r_{t+i} \right) - r_t = \alpha + \beta (R_t - r_t) \quad (5)$$

where it assumes constant  $\alpha = -\varepsilon_t$ .

Finally, equation (5) can be rewritten in a way that expresses the variation on the term structure of interest rates and also changing the current basic interest rate, as Hardy (1998) features:

$$\Delta \ln(R_t) = c_1 + c_2 \Delta \ln(Meta_t) + \varepsilon_t \quad (6)$$

where  $\Delta \ln(R_t)$  is the change of the logarithm of the swap pre-DI interest rate a.a.,  $\Delta \ln(R_t)$  is the change of the logarithm in the target of basic interest rate Selic and  $c_2$  is the coefficient that represents the surprise to the average interest rate.

When estimating the coefficient  $c_2$ , is a hypothesis testing, where under the null hypothesis ( $c_2 = 0$ ) agents are able to anticipate the change in the target, that is, there is no surprise. If the null hypothesis is rejected, if  $c_2 \neq 0$ , concluding by the presence of the surprise effect. Associating the informational problem, the rejection of the null hypothesis leads to the conclusion of the presence of information asymmetry, being the Central Bank adopts a more opportunist and, otherwise, the rejection not conclude by the absence of informational problem.

Comparing the magnitude of the coefficients in different sample intervals, could be observed as the predictability of decisions of the central bank behaved over time. According to the theory of contracts, find  $c_2 = 0$  means that the signalling is effective and that the existing of asymmetric information is reduced; otherwise, there is evidence that the problem is not resolved with the signal sent by the central bank. It can be said, therefore, that given the transparency feature, already present at the central bank, the public should not suffer significant surprises, which leads to believe that the central bank's posture is more opportunistic, i.e. is not so quick to follow its commitments.

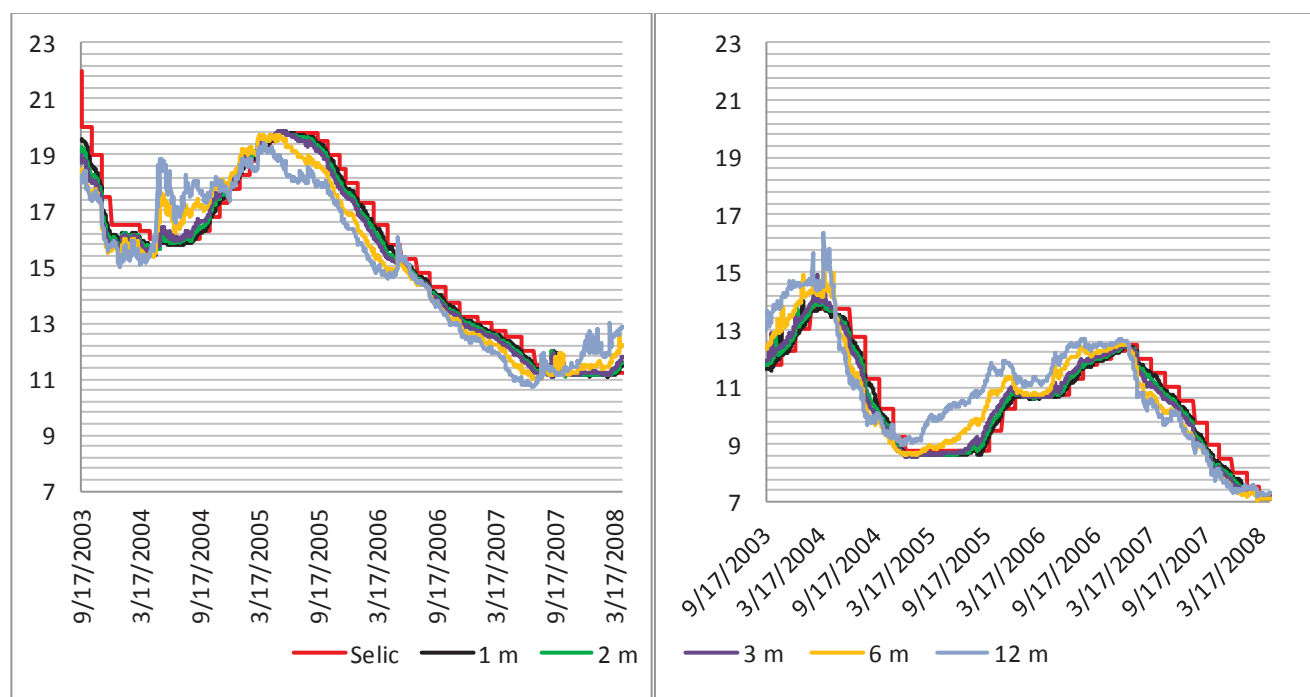
The estimation of equation (6) by least squares will be held for four time intervals, each with a particular goal: (a) 4 days before the decision until the day after the announcement, assesses how far in advance the market can anticipate the disclosure of the prime rate; (b) 1 day before the decision, evaluates whether there is anticipation on the day of the disclosure; (c) 1 day after the decision, assesses the impact of

disclosure on the next day, and (d) 4 days before the announcement until 5 days after the decision, evaluates whether there is adjustment days before and after the announcement.

## 5.1 Estimation and Analysis of the Results

It was used to accomplish the estimation daily data from Brazil of the period between September 17, 2003 to December 20, 2012. Deciding to start on this date given the modifications imposed by circular nº 3204 of the Central Bank of Brazil, which changed the schedule of disclosure of the Selic rate target, passing to be disclosed after the market closes and no more during the operation. The series employed were the target of Selic interest rate set by the Copom (Committee of monetary police) – Central Bank of Brazil, annualized, and the series of reference rate of swaps DI pre-fixed disclosed daily by Bovespa BM&F, times annualized in the 1, 2, 3, 6 and 12 months. Figure 3 presents the development of the term structure of interest rates for the period studied and the trajectory of the Selic's target.

Figure 5: Historical of the term Structure of interest rates in Brazil and Target Selic in the period between 9/17/2003 to 12/20/2012 (% p.a.)



Source: BM&F Bovespa (2013) and Banco Central do Brasil (2013).

Through observation of the figure (5), a realizes that the interest rate for 12 months has differentiated behaviour in relation to the term interest rates lower. In certain periods, the interest rate for 12 months is below short-term rates such as the period from 2003 to mid-2004, the years of 2005 and 2006 and in some periods of 2007 and 2011. This may indicate that there is a public expectation that the central bank is late in loosening of its monetary policy.

In the analysed period, the Copom meetings occurred 84 times, in 60 of them, there have been changes, 22 of which have increased the interest rate target and 48 times there were reduction of the Selic interest rate. In 14 meetings the target was kept constant. The changes of the Selic and its different trends over time can also be visualized in figure (5). The sample was divided into two periods: period I – between September 17, 2003 and April 16, 2008 and period II – between April 17, 2008 and December 20, 2012. The choice of date is related to the end of a long period of downward Selic target, which is considered as



a relevant change of politics until then adopted. In the period I occurred 47 Copom meetings (pre-crisis period) and in period II occurred 37 meetings (American crisis period; the Brazilian recovery and the first three years of Government Dilma, period in which the change occurred in the Central Bank presidency, when Tombini took office in place of Meireles, who was the President in force throughout the period of analysis). The table 2 presents the results obtained from estimations of equation (6) for the first and second period.

For the period I, it was found that the predictive power in general decreases the longer the time to maturity, i.e. there is a reduction of the short rate prediction for the long rates. To observe the change of  $t - 4$  to  $t + 1$ , the period referred to in the four days before the decision and one day after, it was concluded that there is a surprise until 3 months with the change ranging from 0.07 to 0.14. Already in relation to the change the day before the decision ( $t - 1$  to  $t$ ), i.e. the first day of meeting of Copom, practically there is no surprise and the parameter  $c_2$  presented meaningful only to the expiration of one month. No surprise the day after the announcement of the Selic and, considering the total adjustment to changing  $t - 4$  to  $t + 5$ , much of the change occurs until a day after the announcement, approximately 60% (0.14 vs. 0.22), and 27% of the adjustment occurs in  $t - 4$  to  $t - 1$ , whereas 1 month of maturity.

For the period II, the results show that the predictive power decreases the short-term interest rates for the long-term interest rates, a result similar to that achieved in the study of the period I. Likewise that previously, there is a surprise until the three months in changing  $t - 4$  to  $t + 1$  and the effect is descending reducing of 0.16 to 0.10. Compared to the day before the announcement, both for the expiration of a month as for the expiration of two months, the results found that the parameter  $c_2$  is statistically significant at 1%. Unlike the period I, in which only the maturity of 1 month showed surprise, period II also showed a surprise at the maturity of two months. As early as the day after the announcement, the same result was obtained, and there was no surprise to none of the interest rates. The same occurred to change  $t - 4$  to  $t + 5$ , where the surprise result occurred in up to six months. Considering only the maturity of 1 month, 72% of the adjustment occurred between  $t - 4$  to  $t + 1$ , being approximately 45% before the announcement ( $t - 4$  to  $t - 1$ ). With respect to magnitudes of surprises, although the report periods rates next, it was observed an increase of effects in the period. The changes of  $t - 4$  to  $t + 1$  in the period that ranged from 0.07 to 0.14 in period II are presented ranging from 0.10 to 0.16. The latter result indicates that there has been a reduction of the predictability of decisions of the Central Bank of Brazil.

Table 2: Results of Estimates of the Effect of Changes of the Selic Rate Target on Pre DI Swap Interest Rates

| Period I  |                       |           |                |                       |           |                |                       |         |                |                       |           |                |
|-----------|-----------------------|-----------|----------------|-----------------------|-----------|----------------|-----------------------|---------|----------------|-----------------------|-----------|----------------|
| Maturity  | Changes t-4 to t+1    |           |                | Changes t-1 to t      |           |                | Changes t to t+1      |         |                | Changes t-4 to t+5    |           |                |
|           | c <sub>2</sub>        | p-value   | R <sup>2</sup> | c <sub>2</sub>        | p-value   | R <sup>2</sup> | c <sub>2</sub>        | p-value | R <sup>2</sup> | c <sub>2</sub>        | p-value   | R <sup>2</sup> |
| 1 month   | 0.1436                | 0.0000*** | 0.4671         | 0.0361                | 0.0031*** | 0.1820         | 0.0545                | 0.2815  | 0.0269         | 0.2274                | 0.0014*** | 0.2126         |
|           | There is surprise     |           |                | There is surprise     |           |                | There is not surprise |         |                | There is surprise     |           |                |
| 2 months  | 0.1069                | 0.0000*** | 0.3216         | 0.0147                | 0.2444    | 0.0307         | 0.0449                | 0.3931  | 0.0170         | 0.1842                | 0.049**   | 0.0871         |
|           | There is surprise     |           |                | There is not surprise |           |                | There is not surprise |         |                | There is surprise     |           |                |
| 3 months  | 0.0701                | 0.0103**  | 0.1404         | 0.0137                | 0.3025    | 0.0241         | 0.0659                | 0.2653  | 0.0288         | 0.1705                | 0.0698*   | 0.0744         |
|           | There is surprise     |           |                | There is not surprise |           |                | There is not surprise |         |                | There is surprise     |           |                |
| 6 months  | 0.0225                | 0.5463    | 0.0083         | -0.0186               | 0.3212    | 0.0224         | 0.0945                | 0.1981  | 0.0382         | 0.1977                | 0.047**   | 0.0887         |
|           | There is not surprise |           |                | There is not surprise |           |                | There is not surprise |         |                | There is surprise     |           |                |
| 12 months | 0.0212                | 0.7153    | 0.0031         | -0.0229               | 0.3696    | 0.0183         | 0.0786                | 0.2453  | 0.0313         | 0.1650                | 0.1207    | 0.0551         |
|           | There is not surprise |           |                | There is not surprise |           |                | There is not surprise |         |                | There is not surprise |           |                |
| Period II |                       |           |                |                       |           |                |                       |         |                |                       |           |                |
| Maturity  | Changes t-4 to t+1    |           |                | Changes t-1 to t      |           |                | Changes t to t+1      |         |                | Changes t-4 to t+5    |           |                |
|           | c <sub>2</sub>        | p-value   | R <sup>2</sup> | c <sub>2</sub>        | p-value   | R <sup>2</sup> | c <sub>2</sub>        | p-value | R <sup>2</sup> | c <sub>2</sub>        | p-value   | R <sup>2</sup> |
| 1 month   | 0.1605                | 0.0001*** | 0.3837         | 0.0498                | 0.0003*** | 0.3297         | 0.0102                | 0.6935  | 0.0046         | 0.2191                | 0.0007*** | 0.2912         |
|           | There is surprise     |           |                | There is surprise     |           |                | There is not surprise |         |                | There is surprise     |           |                |
| 2 months  | 0.1188                | 0.0046*** | 0.2129         | 0.0352                | 0.0027*** | 0.2356         | 0.0118                | 0.6777  | 0.0051         | 0.2224                | 0.0054*** | 0.2065         |
|           | There is surprise     |           |                | There is surprise     |           |                | There is not surprise |         |                | There is surprise     |           |                |
| 3 months  | 0.0993                | 0.0528*   | 0.1059         | 0.0224                | 0.4513    | 0.0168         | 0.0036                | 0.9117  | 0.0004         | 0.1613                | 0.0275**  | 0.1350         |
|           | There is surprise     |           |                | There is not surprise |           |                | There is not surprise |         |                | There is surprise     |           |                |
| 6 months  | 0.0658                | 0.2074    | 0.0463         | 0.0181                | 0.2695    | 0.0357         | 0.0133                | 0.7450  | 0.0032         | 0.1454                | 0.0865*   | 0.0840         |
|           | There is not surprise |           |                | There is not surprise |           |                | There is not surprise |         |                | There is surprise     |           |                |
| 12 months | 0.0185                | 0.7692    | 0.0026         | -0.0044               | 0.8478    | 0.0011         | -0.0016               | 0.9700  | 0.0000         | 0.1086                | 0.2232    | 0.0433         |
|           | There is not surprise |           |                | There is not surprise |           |                | There is not surprise |         |                | There is not surprise |           |                |

Note: \*\*\*Significant at 1%, \*\*Significant at 5%, \*Significant at 10%.

Source: Elaborated by the author.

The results converge with the studies already carried out for the Brazilian economy. Tabata and Tabak (2004) found that, through the introduction of the regime of inflationary targets in 1999, there was a reduction of the effects surprises in monetary policy on the curve of interest, being that the results obtained were associated with the change in the exchange rate regime and the increased transparency of monetary policy.

Nunes, Holland and Silva (2011) analysed for Brazil in two different periods: January 2000 to August 2003 and September 2003 to July 2008. Comparing the two periods, it concluded that the effects have been reduced and surprise that the predictive power increased. Thus, the results indicated that the expectations of agents are more aligned to the monetary policy adopted by the government. These authors met, in the present work, the same results qualitatively that Nunes, Holand and Silva (2011), in the sample period which coincides, with the exception of the parameters of change of  $t$  to  $t + 1$ , which performed statistically non-significant for any maturity, unlike found in Nunes, Holland and Silva (2011), in which there was statistical significance for up to three months.

## 6. Conclusion

With the goal of relating the trinomial credibility-reputation-transparency with the signalling theory applied to monetary policy of inflationary targets, this work presented a model of signalling on monetary policy based on Spence (1973) in which transparency is used as a sign for the central bank to the public in order to show its type.

The constructed model assumed two distinct types for the central bank, weak type that has opportunistic behaviour and strong type that has commitment to the policy established, against a backdrop of monetary policy of inflation targets in which the public has uncertainties regarding the central bank with respect to the establishment of stipulated target or not. The information asymmetry that exists between the central bank and the public affects the expectations of the last which can affect the economy; the monetary authority uses transparency to reveal to the public what type. However, the central bank takes into account the signalling cost, i.e. the cost of being transparent, which can be seen in the literature as the cost of control, and this cost for the central bank of weak type is larger compared to the signalling cost of the strong type. Furthermore, the central bank tries to maximize its interests considering the level of credibility that is assigned by the public.

The equilibrium arises from the situation in which the public has its probabilistic beliefs informing the central bank the level of credibility on the basis of transparency by establishing a level of transparency ( $y^*$ ) in what is believed to be able to recognize the central bank's type. With this information, the monetary authority decides what level of transparency maximizes its interests taking into account the signalling cost; this decision is seen by the public that concludes about the central bank's type or revises its probabilistic beliefs.

The main results of the model are: a) a weak central bank's type has no incentives to be transparent and the strong type this in a better situation under separating equilibrium in a pooling equilibrium; b) separating equilibrium is a Nash equilibrium and is not

unique, however, these can be classified according to the Pareto criterion; c) conditions of low or high transparency generate polling equilibria, which implies that the ideal situation is a middle or intermediate and transparency; d) between different levels of transparencies able to identify the type of central bank, reputation can be used so that the level of transparency is reduced to such a level that shows a lower signalling cost.

Thus, it can infer from the model that the optimal transparency level originates of the relationship between the central bank and the public, highlighting the role that the latter has, because it is the public that establishes what level of transparency that he believes to be able to recognize the type of central bank. Three points stand out about it. First, these beliefs can be changed over time, conditions such as changes of government or the presidency of the central bank, short-term factors and even the reputation may cause the revision of public beliefs about the inflationary target keeping. Second, by highlighting the role of the public in this relationship, it is not reasonable to compare optimal transparency levels between central banks, since public are distinct and that the beliefs are different. Third, both the results with a low degree of transparency and high transparency do not produce results capable of distinguishing the type of central bank. Therefore, a low transparency and even high transparency are not desirable, defends an intermediate transparency.

Evaluating the signalling mechanism in monetary policy through the impact of changes in the Selic interest rate on the term structure of interest rates, represented through the pre-DI swap interest rates, it was possible to examine the predictability of monetary policy decisions by comparing two periods and so obtain the conclusions about the presence of information asymmetry. It was worked with the idea that the signalling is exercised by the Central Bank through their actions of transparency, as the release of the inflation report, the announcement of the Selic target, the disclosure of the minutes of meetings of the Copom, among others, being these actions seen as signals issued by the central bank to reveal their type. If the agents are able to adjust their expectations without surprises, the signs emitted being believable, the problem of information asymmetry minimized and the central bank's posture is not opportunistic; otherwise, the presence of surprise features informational problem persistence that left unsolved by the signs held by the central bank, given that its posture tends to be opportunistic.

Empirically, sought to assess whether a change has occurred in the predictability of decisions of the Central Bank due to change of scenario in recent years, given the occurrence of some events, such as the American crisis of 2008, beginning of Dilma's government and the change of presidency of the Central Bank of Brazil. Thus, the sample is divided into two periods: period I between September 17, 2003 and April 16, 2008 and period II – between April 17, 2008 and December 20, 2012. The results showed that: (i) in general, the predictive power decreases in interest rates for short long rates in both periods; (ii) there is surprise for rates up to 3 months in the two periods, which barely existed in surprise first day of meeting, which begins to occur in period II; (iii) the effect of surprises that ranged from 0.07 to 0.14 in the period I to vary between 0.10 to 0.16 in the period II, which shows the increase of the result. However, it is not so big – what is attributed to learning by the agents of the Central Bank's actions which cause the effects are reduced, though upon a backdrop of increased volatility due to the crisis of 2008 which causes increase in surprise. It was closed, by empirical evidence, that there was a reduction in the predictability of decisions of the Central Bank and that it possessed a posture closer to the weak type considered in the theoretical model, resulting in increasing information asymmetry in recent years. It should be noted that if

the behaviour remains the same for the following periods can compromise the credibility of the central bank with public requesting higher levels of transparency and still affect the reputation of the Central Bank of Brazil damaging monetary policy and consequently the level of production, investment, credit, exchange, stock market and several other economic variables.

## References

- AKERLOF, G. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The quarterly journal of economics*, p. 488-500.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2013). Time series. Available in <http://www.bcb.gov.br>.
- BARRO, R. J. GORDON, D. B. (1983a). A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. *Journal of Political Economy*, v. 91, n. 41, p. 589-610.
- BARRO, R. J. GORDON, D. B. (1983b). Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, v.12 n., p. 101-22,
- BLINDER, A. S. (1999). *Central banking in theory and practice*. Mit press.
- BM&F Bovespa. (2013). Times series. Available in [www.bmfbovespa.com.br](http://www.bmfbovespa.com.br).
- CUKIERMAN, A. LIVIATAN, N. (1991). Optimal accommodation by strong policymakers under incomplete information. *Journal of Monetary Economics*, v.27 n.1, p.99-127.
- CUKIERMAN, A. A. H. MELTZER A. (1986). Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information, *Econometrica*, v.54 n.5, p. 1099-1128.
- CUKIERMAN, A. (2001). Accountability, *Credibility, Transparency, and Stabilization in the Eurosystem*, in: C. Wyplosz (ed.), *The EMU and its Impact on Europe and the World*, Oxford: Oxford University Press.
- DEMERTZIS, M. HALLETT, A. (2007). Central bank transparency in theory and practice, *Journal of Macroeconomics*, v. 29, n.4, p. 760-789.
- DINCER, N. N. EICHENGREEN, B. (2007). *Central bank transparency: Where, why, and with what effects?* NBER Working Paper n. 13003.
- EIJFFINGER, S. GERAATS, P. (2002). How Transparent Are Central Banks? CEPR Discussion Paper, n. 3188.
- EIJFFINGER, S. HOEBERICHTS, M. (2002). Central Bank Accountability and Transparency: Theory and some Evidence', *International Finance*, v.5, n.1, p.73-96.
- FELLNER, W. J. (1979). The Credibility Effect and Rational Expectations: Implications of the Gramlich Study. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 167-90, Washington.
- FRY, M. (2000). *Key issues in the choice of monetary policy framework*, in: L. Mahadeva and G. Sterne (eds), *Monetary Policy Frameworks in a Global Context*, London: Routledge.

- GERAATS, P. M. (2001). *Why Adopt Transparency? The Publication of Central Bank Forecasts*, CEPR Discussion Paper, n. 2582.
- GERAATS, P.M. (2002). Central Bank Transparency, *The Economic Journal*, 112 nov, F532–F565.
- GERAATS, P. M. (2009). *Trends in Monetary Policy Transparency*, CESifo Working Paper n. 2584, mar.
- HALDANE, A. READ, V. (2000). *Monetary policy surprises and the yield curve*. Bank of England Working Paper 106.
- HARDY, D. (1998). *Anticipation and Surprises in Central Bank Interest Rate Policy: The Case of the Bundesbank*. International Monetary Fund. 45: 647–671.
- ISSING, O (1999). The Eurosystem: Transparent and Accountable or 'Willem in Euroland', *Journal of Common Market Studies*, Wiley Blackwell, vol. 37(3), pages 503-519, 09.
- ISSING, O (2001). *The Euro Area and the Single Monetary Policy*, Österreichische Nationalbank Working Paper, n. 44.
- JENSEN, H. (2000). *Optimal degrees of transparency in monetary policymaking: the case of imperfect information about the cost-push shock*, University of Copenhagen, nov.
- KLOECKNER, G. DE O. (1999). Estudos de evento: a análise de um método. *Revista Brasileira de Administração Contemporânea*, v. 1, n.2, p. 261-270.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. (1977). Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economic*, v. 85, n. 3.
- LASTRA, R.M. (2001). How much accountability for central banks and supervisors?, *Central Banking*, v. 12 n.2, p.69-75.
- MORRIS, S. AND SHIN H. S. (2000). Welfare effects of public information', Bundesbank Discussion Paper 07/00.
- NUNES, C., HOLLAND, M., SILVA, C. (2011). Sinalização de política monetária e movimentos na estrutura a termo da taxa de juros no brasil. *Revista Economia*, Brasília, v. 12, n. 1, p. 71-90, jan./abr.
- POSEN, A.S. (2003). Six Practical Views of Central Bank Transparency, in: P. Mitzen (ed.), *Central Banks, Monetary Theory and Policy: Essays in Honour of Charles Goodhart*, vol. 1, London: Edward Elgar.
- SPENCE, M. (1973). Job market signaling. *The quarterly journal of Economics*, v.87 n.3, p.355-374.
- SPENCE, M. (1974). *Market Signaling: informational transfer in hiring and related screening processes*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- SVENSSON, L. E. O. (1998). *Inflation targeting as a monetary policy rule*. NBER Working Paper n. 6790, nov.
- SVENSSON, L E. O. (1999). *Monetary Policy Issues for the Eurosystem*. NBER Working Paper n. 7177, jun.
- SVENSSON, L. E. O. (2003). *What is wrong with Taylor rules? using judgement in monetary policy through targeting rules*, NBER Working Paper n. 9421, jan.



TABATA, A. TABAK, B. (2004). Testes do conteúdo informacional das decisões de política monetária. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 32 (2):207-249.

WALSH, C. (2000) *Market discipline and monetary policy*. Oxford Economic Papers, 52, p. 249-217.

WINKLER, B. (2000) *Which kind of transparency? On the need for clarity in monetary policy-making*, ECB Working Paper, n.26.

## Central bank communication and inflation expectations in Brazil

*Gabriel Caldas Montes*<sup>a</sup>, *Rodolfo Tomás da Fonseca Nicolay*<sup>b, \*</sup>

<sup>a</sup> Fluminense Federal University, Department of Economics; National Council for Scientific and Technological Development (CNPq), Rua Tiradentes, 17, Ingá, Niterói, Rio de Janeiro, Brazil.

<sup>b</sup> Doctorate Student at Fluminense Federal University, Corresponding author. E-mail address: r-nicolay@hotmail.com

### Abstract

Studies on central bank communication in emerging countries are still scarce. Besides, there are few studies related to the influence that central bank's perspectives about the state of the economy have on inflation expectations. Thus, this study contributes to the literature in the following aspects: analyzes the influence of central bank communication on inflation expectations, and develops a new index of central bank communication based on the fuzzy set theory.

**Key words:** central bank; communication; inflation expectation

**JEL classification:** E31, E52, E58

### Resumo

Estudos sobre comunicação do banco central em mercados emergentes continuam escassos. Ademais, existem poucos estudos relacionados com a influência da perspectiva do banco central acerca do estado da economia sobre as expectativas de inflação. Logo, este estudo contribui para a literatura das seguintes formas: analisa a influencia da comunicação do banco central, e desenvolve um novo índice de comunicação do banco central baseado na teoria dos conjuntos fuzzy.

## **1. Introduction**

The management of expectations is an important task of the monetary authority. In this sense, central bank communication has grown in importance and has become an instrument of great influence (Blinder et al., 2008).

Regarding the influence of communication on the economy, there are two main approaches. One discusses the impact of central bank communication on financial markets (e.g., Kohn and Sack, 2004; Rosa and Verga, 2007; Ehrmann and Fratzscher, 2007a and 2007b). The other deals with the influence of communication on economic performance (e.g., Fujiwara, 2005; Rozkrut et al., 2007; Ullrich, 2008). In turn, most studies on central bank communication concentrate their analyzes in developed countries and, mostly, on the influence that communication has on expectations formed in financial markets about the behavior of interest rates and exchange rates, as well as on the expectations formed for the future behavior of the monetary authority.

Regarding emerging economies, the analysis for the effects of central bank communication on expectations is crucial, because uncertainties in these economies are higher and, thus, more difficult it is to guide expectations. However, there are few studies addressing emerging countries. Hence, based on existing literature, three gaps are identified: (i) studies on central bank communication in emerging countries are still scarce, (ii) there are few studies related to the influence that central bank's perspectives about the state of the economy have on inflation expectations, and (iii) there are few works using economic outlook content of central bank communications, that is a better way to evaluate the communication influence over inflation expectations. For Brazil (an inflation targeting emerging country), so far there are no studies about the influence of communication through the minutes of the Monetary Policy Committee (COPOM) meetings on inflation expectations.

Hence, this study contributes to the literature in the following aspects: 1) analyzes the influence of central bank communication on inflation expectations, and; 2) different from other studies on central bank communication, this one proposes a new index of central bank communication based on the fuzzy set theory and the economic outlook content of the minutes.

Thus, the paper is divided as follows. The second section addresses the importance of central bank communication for the process of expectations formation and presents a brief review of the empirical literature. The third section presents the index of communication based on the fuzzy set theory and an empirical analysis for the influence of central bank communication on inflation expectations. The fourth section presents the conclusions.

## **2. Importance of communication as a guide to expectations**

The communication of the central bank is the provision of information to the public about present and future monetary policy, the economic outlook and the goals of the central bank. This information helps, for example, the formation of agents' expectations regarding the conduct of monetary policy in the future and inflation in the following periods. In this sense, communication acts in a helpful way, guiding agents' expectations and, thus, plays an important role in decision-making (Jansen, 2011). Since communication is capable of guiding expectations, monetary policy becomes more predictable and, thus, communication turns into an important tool for central banks affect the economy through agents' expectations (Gürkaynak, Sack and Swanson, 2005).

The existing empirical literature on central bank communication focuses efforts on showing the influence of communication on interest rates (e.g., Guthrie and Wright, 2000; Kohn and Sack, 2004; Andersson et al., 2006; Ehrmann and Fratzcher, 2007a and 2007b;

Rosa and Verga, 2007; Heinemann and Ullrich, 2007; Sturm and de Haan, 2011) and on exchange rate (Jansen and De Haan, 2005 and 2007a; Comrad and Lamla, 2007; Fratzscher, 2008).

In turn, the studies regarding the effect of communication on inflation expectations are scarcer in the literature. The study of Jansen and De Haan (2007b) found evidence of a negative relationship between ECB communication regarding risks to price stability (measured on the basis of the frequency and strength of the keyword ‘vigilance’) and changes in euro area break-even inflation. The work of Ullrich (2008) analyzed the informational content of the monthly introductory statements of the ECB president explaining interest rate decisions with regard to inflation expectations of financial market experts for the euro area. Estimations are conducted for the influence of ECB communication on expectations formation as well as the influence of other macroeconomic variables. The results suggest that the indicator developed to measure the informational content of ECB rhetoric contributes to the explanation of inflation expectations formation. Besides, the results indicate that a communication that shows a monetary tightening increases inflation expectations for six months. This is due to the content on inflation risk obtained in a statement.

Kuttner and Posen (1999) analyzed the link between inflation expectations and inflation targeting coupled with more communication in the UK, New Zealand and Canada. Nevertheless, the analysis does not rely on direct measures of inflation expectations but rather employs indirect approaches such as the Taylor rule and the time series properties of inflation rates. The study of Kliesen and Schmid (2004) investigates the influence of surprises in macroeconomic data releases, monetary policy surprises and central bank communication of the Federal Reserve on inflation expectations. The inflation expectations are gathered from concepts of inflation compensation included in nominal Treasury securities and inflation indexed Treasury securities. Communication measured as an indicator variable for days when communication is priced in the market reduces the uncertainty of future inflation rates measured as the volatility of the series.

Regarding the literature on central bank communication in Brazil, this is still incipient. The existing literature provides results that central bank communication influences interest rates with different maturities as well as expectations formed in relation to monetary policy (Costa-Filho and Rocha, 2009 and 2010; de Mendonça and Faria, 2010 and 2011; Montes, 2012). In turn, studies about the influence of communication on inflation expectations are scarce in the literature as a whole, and, particularly, for the Brazilian case there is none.

Since the main goal of the central bank is to control inflation and anchor expectations, and its communication represents an important instrument to guide expectations, a special attention should be given to this. Moreover, due to the language used in communications is not clear, and the content commonly used in the literature on monetary policy is not the most suitable to explain the formation of agents’ expectations, because they use all available information, it is necessary the creation of a new index that measures the perception of the central bank about the economic outlook.

## ***2.1 Measures of central bank communication***

There are different ways of measuring the communication of the central bank through indexes. It is possible to distinguish the following approaches. The first seeks to classify all manifestations of the central bank in accordance with the content and signals, and thus use a numerical scale to encode these ratings. The second seeks to analyze all forms of communication in the media – by the committee or its members – which are important for monetary policy. In this case, specialized news agencies are used to extract the statements of committee members in the days when they occurred. The extractions are done mechanically

using a set of search words that includes the name of the member of the monetary policy committee and the words “interest rate”, “monetary” and “inflation” when the objective is to evaluate the conduct of monetary policy, as well as the words “economy” and “economics perspective” when the objective is to assess the future economic outlook. The third considers some institutional characteristics related to the announcement of monetary policy to measure the impact of communication.

The literature on central bank communication presents some possibilities of constructing indices of communication. Hermann and Fratzscher (2007b) use research tools to collect the communications of all members of the monetary policy committee. Rosa and Verga (2007) present a discrete index, and based on the information contained in the minutes, from a glossary of sentences, classify the minutes indicating the path of future monetary policy. Berger et al (2011) analyzes the communications in terms of future monetary policy, price stability, real sector and monetary indicators. Heinemann and Ullrich (2007) shows the *Wording Indicator*. This index is based on code words according to the full cycle of high and fall of interest rates from the ECB.

In terms of content, the main efforts on the literature is about the path of monetary policy (Connolly e Kohler, 2004; Musard-Gies, 2006; Andersson *et al.*, 2006; Rosa e Verga, 2007; Ehrmann e Fratzscher, 2009; Hayo e Neuenkirch, 2012; Brand *et al.*, 2010; Hayo, Kutan e Neuenkirch, 2010; Rinaldo e Rossi, 2010; Sturm e de Hann, 2011; Rosa, 2011; Demiralp *et al.*, 2012). Only a few works make an effort on other contents of the central bank communication. The paper of Siklos and Bohl (2008) analyzes the content of central bank communication in five aspects: exchange rate, output, assets price, fiscal policy and international regards. The study of Rozkrut *et al.* (2007) focuses on the path of future monetary policy, economic outlook and exchange rate. The work of Berger *et al.* (2011) analyzes the press conference on three topics: (1) price stability; (2) developments in the real economy; and (3) monetary indicators. The papers of Hayo and Neuenkirch (2010), Hayo *et al.* (2012), Kohn and Sack (2004) and Ehrmann and Fratzscher (2007a) study the influence of communication on the path of monetary policy and economic outlook content.

Regarding information related to inflation, Conrad and Lamla (2007) present an indicator that withdraws the forward-looking content from the speeches of the ECB president about risk to price stability, and turns it in an index about the path of monetary policy. The main differences between the indicator proposed by Conrad and Lamla (2007) and the index proposed in this paper are related to the content used in the index and the construction methodology. The indicator presented in Conrad and Lamla (2007) seeks to indicate future monetary policy, while the index proposed in this study provides information about the instability of the economic environment, more precisely in relation to inflation control.

### 3. Empirical analysis

The period of analysis is from May 2003 to April 2013 (monthly).<sup>1</sup> All series were obtained from CBB website. The variables used are: Inflation expectations (*ie*); Inflation rate

---

<sup>1</sup> The choice of the period is because, since May 2003, the minutes are published eight days after the end of the meeting.

(*inf*); Output gap (*gap*)<sup>2</sup>; Credibility index (*ci*)<sup>3</sup>; Real interest rate (*real\_ir*); Real Exchange rate (*real\_er*); Energy price (*energy*); Index of central bank communication (*communication*).

### 3.1 Index of central bank communication based on the theory of fuzzy sets

Based on economic outlook information provided in the minutes of the COPOM meetings, the index of central bank communication measures the perception of the CBB in relation to price stability. Due to the fact that the content of the minutes of the COPOM meetings does not possess a high degree of clarity, the methodology used to construct the index makes use of the theory of fuzzy sets (Zadeh, 1965). The theory of fuzzy sets is useful for classifying diffuse concepts that lose information when classified in binary form. The minutes are divided into sections and each section has numbered paragraphs. Each paragraph has had its content analyzed as positive (optimistic) or negative (pessimistic) for the control of inflation. After analyzing the entire content of the minutes, a counting procedure is applied to measure the degree of instability for controlling inflation which was communicated by the central bank. The count is the number of paragraphs with content deemed negative (pessimistic) to control inflation divided by the total number of paragraphs. The index has values between 0 and 1, and is increasing in relation to the increased risks to inflation control, i.e., the higher (lower) is the index, it means that the central bank is more pessimistic (optimistic) about the behavior of inflation.

The methodology used to construct the index of communication (which uses the theory of fuzzy sets) can be generalized and used to evaluate different subjects covered by the releases. The index is formed based on the information about economic outlook, with focus on inflation risks. However, the same methodology can be applied to evaluate the communications related to economic growth forecast or expectations for the path of the exchange rate. Moreover, although the methodology uses the minutes of the COPOM meetings, this methodology can be extended to other types of announcements of different central banks.

### 3.2 Estimations and results

---

<sup>2</sup> The Output gap is constructed using the natural logarithm of GDP, seasonally adjusted by the method Census X12, deflated by the IPCA. The long-term trend was obtained through the Hodrick-Prescott filter;

<sup>3</sup> The success of inflation targeting depends on the credibility in this monetary regime. According to de Mendonça (2009) and de Mendonça and Valério (2010), in economies that use inflation targeting, credibility is an important aspect in the determination of the inflation. In this sense, it is expected that credibility is important to anchor inflation expectations, and thus to affect inflation expectations. The index is based on de Mendonça (2007). The index shows a value between 0 and 1 if the expected inflation ( $\pi^e$ ) is situated between the maximum and minimum limits ( $\pi_t^*$ ) established for each year. Hence,

$$ci = \begin{cases} 1 & \text{if } \pi^e = \pi_t^t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^t} [\pi^e - \pi_t^t] & \text{if } \pi_{tMIN}^* < \pi^e < \pi_{tMAX}^* \\ 0 & \text{if } \pi^e \geq \pi_{tMAX}^* \text{ or } \pi^e \leq \pi_{tMIN}^* \end{cases}$$



Considering the period analyzed, Table 1 below presents the correlations between the variables of the analysis.

Table 1 – Correlations

|                      | <i>ie</i> |
|----------------------|-----------|
| <i>ie</i>            | 1.000     |
| <i>inf</i>           | 0.753     |
| <i>gap</i>           | 0.209     |
| <i>real_ir</i>       | -0.121    |
| <i>real_er</i>       | 0.128     |
| <i>energy</i>        | 0.202     |
| <i>ci</i>            | -0.340    |
| <i>communication</i> | 0.011     |

The empirical analysis uses ordinary least squares (OLS), the generalized method of moments (GMM) and vector-autoregressive (VAR) through impulse-response analysis. Before proceeding with the estimates, a standard stationarity test was performed (Table A.1 in the Appendix).

The Generalized Method of moments is used to deal with the problems of heteroscedasticity, autocorrelation and endogeneity (Hansen, 1982). According to Wooldridge (2001, p. 95), “to obtain a more efficient estimator than two-stage least squares (or ordinary least squares), one must have overriding restrictions”. The weighting matrix in the equation was chosen to enable the GMM estimates to be robust, considering the possible presence of heteroskedasticity and autocorrelation of unknown form. It is important to note that the coefficients estimated by GMM are consistent only if the instrumental variables used in the analysis are exogenous. Therefore, the hypothesis of exogeneity of instruments requires that these variables do not directly affect the dependent variable. In this sense, a standard procedure that guarantees such hypothesis is based on Johnston (1984), i.e., the chosen instruments were dated to the period *t-1* or earlier. Cragg (1983) pointed out that overidentification analysis has an important role in the selection of instrumental variables to improve the efficiency of the estimators. Hence, a standard J-test was performed with the objective of testing this property for the validity of the overidentifying restrictions.

The equation estimated through OLS and GMM is based on Ulrich (2008) and considers the characteristics of an emerging economy (such as Brazil) based on Cerisola and Gelos (2005), de Mendonça (2009) and de Mendonça and Valério (2010). The equation is:

$$ie = a_0 + a_1.inf + a_2.gap + a_3.real\_ir + a_4.real\_er + a_5.ci + a_6.energy + a_7.communication + v \quad (1)$$

Where,  $a_1 > 0$ ,  $a_2 > 0$ ,  $a_3 < 0$ ,  $a_4 > 0$ ,  $a_5 < 0$ ,  $a_6 > 0$ ,  $a_7 > 0$  and  $v$  is a random error term.

Table 2 below shows the results of the estimates.<sup>4</sup> The lags were determined in an empirical basis, following the general-to-specific method.

Regarding the OLS estimates, the F statistics show that the estimated equation is significant and the Ramsey (RESET) tests indicate that the model does not present problem of specification. Regarding GMM, the J statistics indicate that we cannot reject the hypothesis that the model is correct specified.

Table 2 – OLS and GMM estimates

<sup>4</sup> The reported t-statistics in the OLS estimates are based on the estimator of Newey and West (1987), due to heteroskedasticity and autocorrelation.

Dependent variable: inflation expectations

|                                    | OLS                                              |                                                |                                                  |                                                  | GMM                                              |                                                 |                                                  |                                                  |
|------------------------------------|--------------------------------------------------|------------------------------------------------|--------------------------------------------------|--------------------------------------------------|--------------------------------------------------|-------------------------------------------------|--------------------------------------------------|--------------------------------------------------|
|                                    | spec.1                                           | spec. 2                                        | spec. 3                                          | spec.4                                           | spec.1                                           | spec. 2                                         | spec. 3                                          | spec.4                                           |
| <i>constant</i>                    | <b>2.12091***</b><br>(0.63892)<br>[3.319525]     | <b>3.029059***</b><br>(0.840933)<br>[3.602021] | <b>1.461419*</b><br>(0.81735)<br>[1.787995]      | <b>2.352763**</b><br>(1.036626)<br>[2.269635]    | <b>3.870768***</b><br>(0.260718)<br>[14.84655]   | <b>4.626957***</b><br>(0.381147)<br>[12.13954]  | <b>3.346917***</b><br>(0.37333)<br>[8.965042]    | <b>3.33485***</b><br>(0.574885)<br>[5.800897]    |
| <i>inf(-1)</i>                     | <b>0.247479***</b><br>(0.022186)<br>[11.15447]   | <b>0.253459***</b><br>(0.023821)<br>[10.64018] | <b>0.249846***</b><br>(0.024439)<br>[10.22309]   | <b>0.254258***</b><br>(0.025067)<br>[10.14316]   | <b>0.176526***</b><br>(0.015222)<br>[11.59678]   | <b>0.173733***</b><br>(0.015331)<br>[11.33186]  | <b>0.170184***</b><br>(0.017212)<br>[9.887427]   | <b>0.198821***</b><br>(0.018665)<br>[10.65201]   |
| <i>gap(-1)</i>                     | <b>7.865531</b><br>(6.49854)<br>[1.210354]       | <b>2.985471</b><br>(5.797457)<br>[0.514962]    | <b>7.009302</b><br>(6.42106)<br>[1.091611]       | <b>3.175189</b><br>(5.565856)<br>[0.570476]      | <b>20.67621***</b><br>(2.813324)<br>[7.349388]   | <b>17.71646***</b><br>(3.348812)<br>[5.290372]  | <b>19.21555***</b><br>(2.801486)<br>[6.859058]   | <b>7.432297**</b><br>(3.73972)<br>[1.987394]     |
| <i>real_ir-3)</i>                  | <b>-0.063091***</b><br>(0.016608)<br>[-3.798868] | <b>-0.04903**</b><br>(0.01973)<br>[-2.488199]  | <b>-0.065842***</b><br>(0.015476)<br>[-4.254482] | <b>-0.053714***</b><br>(0.018115)<br>[-2.965119] | <b>-0.060152***</b><br>(0.009407)<br>[-6.394356] | <b>-0.044961***</b><br>(0.01299)<br>[-3.461216] | <b>-0.056285***</b><br>(0.008632)<br>[-6.520108] | <b>-0.032071***</b><br>(0.010564)<br>[-3.035818] |
| <i>real_er(-1)</i>                 | <b>0.033597*</b><br>(0.018002)<br>[1.866253]     | <b>0.026601</b><br>(0.016337)<br>[1.628207]    | <b>0.035492**</b><br>(0.014234)<br>[2.493559]    | <b>0.029317**</b><br>(0.014342)<br>[2.044206]    | <b>0.061591***</b><br>(0.006683)<br>[9.216277]   | <b>0.053871***</b><br>(0.007986)<br>[6.745328]  | <b>0.058524***</b><br>(0.006387)<br>[9.162852]   | <b>0.043458***</b><br>(0.007047)<br>[6.167201]   |
| <i>ci</i>                          |                                                  | <b>-0.925168**</b><br>(0.46541)<br>[-1.987856] |                                                  | <b>-0.762131*</b><br>(0.438249)<br>[-1.739034]   |                                                  | <b>-0.513302*</b><br>(0.295951)<br>[-1.734415]  |                                                  | <b>-0.828367***</b><br>(0.271091)<br>[-3.055678] |
| <i>energy</i>                      | <b>0.02219***</b><br>(0.005651)<br>[3.926736]    | <b>0.017398***</b><br>(0.006066)<br>[2.868126] | <b>0.02193***</b><br>(0.005571)<br>[3.936515]    | <b>0.018039***</b><br>(0.006485)<br>[2.781452]   | <b>0.009002***</b><br>(0.002173)<br>[4.141908]   | <b>0.003023</b><br>(0.00289)<br>[1.045968]      | <b>0.009284***</b><br>(0.002287)<br>[4.059414]   | <b>0.007903**</b><br>(0.003369)<br>[2.345336]    |
| <i>communication</i>               |                                                  |                                                | <b>1.389581**</b><br>(0.699311)<br>[1.987072]    | <b>1.087783*</b><br>(0.631518)<br>[1.722488]     |                                                  |                                                 | <b>1.011398*</b><br>(0.56701)<br>[1.783738]      | <b>1.502752***</b><br>(0.499535)<br>[3.008298]   |
| <i>adjusted R<sup>2</sup></i>      | 0.72                                             | 0.75                                           | 0.75                                             | 0.77                                             | 0.40                                             | 0.42                                            | 0.45                                             | 0.64                                             |
| <i>F-statistic (p-value)</i>       | 0.00                                             | 0.00                                           | 0.00                                             | 0.00                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>Ramsey - RESET (1)(p-value)</i> | 0.43                                             | 0.41                                           | 0.67                                             | 0.46                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>Jarque-Bera (p-value)</i>       | 0.82                                             | 0.78                                           | 0.54                                             | 0.93                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>ARCH (1)(p-value)</i>           | 0.00                                             | 0.00                                           | 0.00                                             | 0.00                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>ARCH (2)(p-value)</i>           | 0.00                                             | 0.00                                           | 0.00                                             | 0.00                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>ARCH (4)(p-value)</i>           | 0.00                                             | 0.00                                           | 0.00                                             | 0.00                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>ARCH (8)(p-value)</i>           | 0.00                                             | 0.00                                           | 0.00                                             | 0.00                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>LM(1)(p-value)</i>              | 0.00                                             | 0.00                                           | 0.00                                             | 0.00                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>LM(2)(p-value)</i>              | 0.00                                             | 0.00                                           | 0.00                                             | 0.00                                             |                                                  |                                                 |                                                  |                                                  |
| <i>Rank</i>                        |                                                  |                                                |                                                  |                                                  | 25                                               | 25                                              | 25                                               | 25                                               |
| <i>J-statistic (p-value)</i>       |                                                  |                                                |                                                  |                                                  | 0.87                                             | 0.88                                            | 0.82                                             | 0.83                                             |

Note: Standard errors in parentheses and t-statistics in square brackets. Marginal Significance Levels: \*\*\* denotes 0.01, \*\* denotes 0.05 and \* denotes 0.1.

Regarding the influence of past inflation, the evidence points a positive relation, with statistical significance. Thus, when inflation in the past period increases, inflation expectations also increase. This result corroborates Carlson and Parkin (1975) which argue that past inflation affects inflation expectations.

The output gap is used to capture the influence of the economic cycle on inflation expectations. The results suggest that when the economy is heated (sluggish), higher (lower) inflation expectations are formed. However, statistical significance was found only in the estimates through GMM.

In turn, the evidence for the influence of the real interest rate indicate an inverse relationship (negative sign of the estimated coefficient) and with statistical significance. Therefore, an increase (reduction) in the real interest rate causes a decrease (increase) in inflation expectations.

The findings for the influence of the real exchange rate on inflation expectations indicate that, if the real exchange rate increases (decreases), inflation expectations will raise (reduce). The estimated coefficients showed positive sign and statistical significance. This result corroborates the analysis of Cerisola and Gelos (2005) which also found that a more depreciated real exchange rate implies an increase in the real costs of imported inputs and a pass-through link between depreciation and inflation expectations.

The findings for the influence of credibility on inflation expectations suggest, with statistical significance, that the higher the credibility, inflation expectations will be lower, which represents an important result, especially for emerging countries with inflation targeting.

The findings for the influence of energy prices on inflation expectations suggest that such prices exert a positive influence on inflation expectations. This result was also found by Ueda (2010) when he analyzed the determinants of inflation expectations in Japan and the United States.

Regarding the effect of central bank communication on inflation expectations, the estimated coefficients showed positive signs and statistical significance. The evidences suggest that in periods of inflationary pressures, when the central bank communicates that there are difficulties in relation to the control of inflation, such announcements may act raising inflation expectations.

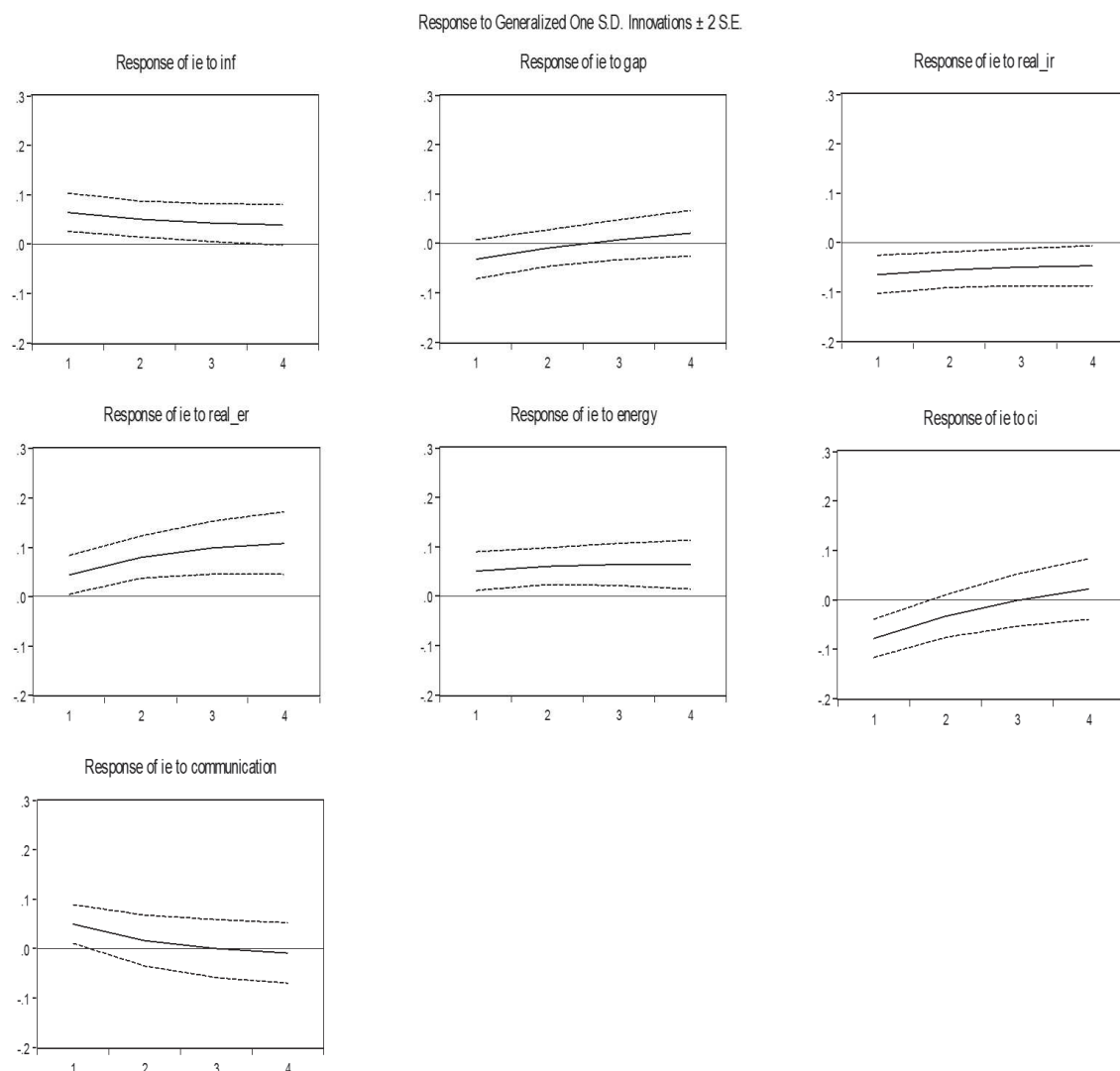
In a general way the dynamic analysis of vector autoregressive (VAR) is made through methods such as impulse response functions because it permits evaluation of the impulse on key variables caused by shocks (or innovations) provoked by residual variables over time (Sims, 1980). As pointed out by Lutkenpohl (1991), the conventional method applies “orthogonality assumption” and thus the result may depend on the ordering of variables in the VAR. Koop et al. (1996) and Pesaran and Shin (1998) developed the idea of the generalized impulse response function as a manner of eliminating the problem of the ordering of variables in the VAR. The main argument is that the generalized impulse responses are invariant to any re-ordering of the variables in the VAR.

Thus, aiming at eliminating the known problem in the results caused by the order of variables in the VAR, the generalized impulse response function is adopted. The variables used in the analysis are: *ie*, *inf*, *gap*, *ci*, *real\_ir*, *real\_er*, *energy*, *communication*.<sup>5</sup> The choice of the VAR lag order was determined using the Schwarz information criterion (SIC). Based on SIC the VAR lag order is 1. The stability test for the VAR is showed through Figure A.1 at the appendix. Figure 1 below shows the results.

Based on the different methods of analysis (OLS, GMM and VAR), the following findings are important to highlight: inflation expectations are positively affected by past inflation and energy prices; demand pressures (output gap) positively affect inflation expectations (statistical significance was not found in the VAR); inflation expectations are negatively affected by the real interest rate; credibility is an important element to reduce inflation expectations, and; in periods of inflationary pressures, when the central bank communicates that there are difficulties in relation to the control of inflation, such announcements may act raising inflation expectations.

Figure 1 – Impulse Response

<sup>5</sup> The VAR includes an exogenous variable: a dummy variable for the subprime crisis, which assumes value 1 from 2008.11 to 2009.8, and zero otherwise.



#### 4. Conclusion

The present study sought to fill a gap regarding empirical studies for the influence of central bank communication on inflation expectations, especially for developing countries, by analyzing the effects of the economic outlook content of the minutes of the COPOM meetings on inflation expectations.

The paper contributes with a new index of central bank communication. Besides, the findings suggest that the expectations of the agents react according to the content of the information provided by the central: announcements cause deterioration of expectations in times of instability, and reduce inflation expectations when inflation is controlled. The results also support the idea that the credibility of inflation targeting plays a key role in determining inflation expectations.

#### References

- Anderson, M., Dillén, H., Sellin, P., 2006. Monetary Policy Signaling and Movements in the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics*, 53(8): 1818-55.
- Brand, C., Buncic, D., Turunen, J., 2010. The Impact of ECB Monetary Policy Decisions and Communication on the Yield Curve. *Journal of the European Economic Association*, 8(6): 1266-1298.
- Berger, H., de Haan, J., Sturm, J. E., 2011. Does Money Matter in the ECB Strategy? New Evidence Based on ECB Communication. *International Journal of Finance and Economics*. 16: 16-31.
- Blinder, A., Ehrmann, M., Fratzscher, M., De Hann, J., Jansen, D. J., 2008. Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence. *Journal of Economic Literature*, 46 (4): 910-945.
- Carlson, J. A., Parkin, M., 1975. Inflation expectations. *Economica*, 42: 123–138.
- Cerisola, M., Gelos, R. G., 2005. What Drives Inflation Expectation in Brazil? An Empirical Analysis. IMF working paper, Washington, n. 05/109, p. 1-22.
- Connolly, E., Kohler, M., 2004. News and Interest Rate Expectations: A Study of Six Central Banks. RBA, Annual Conference Volume, in: Christopher Kent & Simon Guttman (ed.), *The Future of Inflation Targeting* Reserve Bank of Australia.
- Conrad, C., Lamla, M. J., 2007. The high-frequency response of the EUR–US Dollar exchange rate to ECB monetary policy announcements. Working paper 07-174, KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich.
- Costa-Filho, A. E., Rocha, F., 2009. Comunicação e Política Monetária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia* 63, 4.
- Costa-Filho, A. E., Rocha, F., 2010. Como o Mercado de Juros Reage à Comunicação do Banco Central? *Economia Aplicada*, 14 (3), 265-292.
- de Mendonça, H. F., 2007. Towards credibility from Inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*, 39: 2599–2615.
- de Mendonça, H. F., 2009. Output-inflation and unemployment-inflation trade-offs under inflation targeting: Evidence from Brazil. *Journal of Economic Studies*, 36 (1), 66-82.
- de Mendonça, H. F., Faria, I., 2010. Effects of the Brazilian Central Bank Communication on Financial Markets Expectations. *Encontro Brasileiro de Econometria*, Salvador.
- de Mendonça, H. F., Faria, I., 2011. Transparência, comunicação e formação de expectativas: consequências para a política monetária. *Ensaio FEE*, 32 (2): 553-574.
- de Mendonça, H. F., Valerio, D., 2010. What kind of Phillips curve works in the Brazilian inflation targeting? *The Empirical Economics Letters*, 9, 803-809.
- Demiralp, S., Kara, H., Özlü, P., 2012. Monetary policy communication in Turkey. *European Journal of Political Economy* 28, 540-536
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., 2007a. The Timing of Central Bank Communication. *European Journal of Political Economy*, 23(1), 124-45.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., 2007b. Communication by central bank committee members: Different strategies, same effectiveness. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(2–3), 509–541.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M. 2009. Purdah – On the Rationale for Central Bank Silence around Policy Meetings. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(2-3), 517-528.
- Fratzscher, M., 2008. Oral Interventions Versus Actual Interventions in FX Markets - an Event-Study Approach. *The Economic Journal*, 188, 1079-1106.
- Fujiwara, I., 2005. Is the central bank's publication of economic forecasts influential? *Economics Letters*, 89 (3), 255-261.
- Gürkaynak, R. S., Sack, B., Swanson, E. T., 2005. Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements. *International Journal of Central Banking*, May, 55-93.

- Guthrie, G., Wright, J., 2000. Open Mouth Operations. *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 489-516.
- Hansen, L. P., 1982. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054.
- Hayo, B.; Neuenkirch, M.; 2012. Bank of Canada communication, media coverage, and financial reactions. *Economic Letters* 115, pp. 369-372.
- Hayo, B., Kutan, A. M., Neuenkirch, M. 2010. The impact of U.S. central bank communication on European and pacific equity markets. *Economics Letters*, 108 (2), 172-174.
- Heinemann, F., Ullrich, K., 2007. Does it pay to watch central bankers lips? The information content of ECB wording. *Swiss Journal of Economics*, 143(2), 155–185.
- Jansen, D., 2011. Does the Clarity of Central Bank Communication Affect Volatility in Financial Markets? Evidence from Humphrey-Hawkins Testimonies. *Contemporary Economic Policy*, 29 (4), 494–509.
- Jansen, D., De Haan, J., 2005. Talking heads: The effects of ECB statements on the Euro–Dollar exchange rate. *Journal of International Money and Finance*, 24(2), 343–361.
- Jansen, D., De Haan, J., 2007a. Were Verbal Efforts to Support The Euro Effective? A High-frequency Analysis of ECB Statements. *European Journal of Political Economy*, 23(1), 245-259.
- Jansen, D., De Haan, J., 2007b. The importance of being vigilant: Has ECB communication influenced euro area inflation expectations?, Technical report, CESifo.
- Kliesen, K. L., Schmid, F. A., 2004. Monetary Policy Actions, Macroeconomic Data Releases, and Inflation Expectations, *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 86(3), 9–21
- Kohn, D. L., Sack, B., 2004. Central Bank Talk: Does it Matter and Why? *Macroeconomics, Monetary Policy, and Financial Stability*, Ottawa: Bank of Canada, 175-206.
- Koop, G., Pesaran, M. H., Potter, S. M., 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74: 119–147.
- Kuttner, K. N., Posen, A. S., 1999. Does Talk Matter After All? Inflation Targeting and Central Bank Behavior, CFS Working Paper , No. 04.
- Lutkenpohl, H., 1991. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, Berlin.
- Montes, G. C., 2012. Financial market reaction to central bank communication and monetary policy: evidence for an inflation targeting emerging economy. *CEPAL Review*.
- Musard-Gies, M., 2006. Do European Central Bank's Statements Steer Interest Rates In The Euro Zone? *Manchester School, University of Manchester*, 74(s1), 116-139.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., 1998. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58: 17–29.
- Ranaldo, A., Rossi, E., 2010. The reaction of asset markets to Swiss National Bank communication. *Journal of International Money and Finance*, 29 (3), 486-503.
- Rosa, C., Verga, G., 2007. On the Consistency and Effectiveness of Central Bank Communication: Evidence from the ECB. *European Journal of Political Economy*, 23(1), 146-75.
- Rosa, C., 2011. Words That Shake Traders. *Journal of Empiric Finance*, 18 (5), 915-934.
- Rozkrut, M., Rybinski, K., Sztaba, L., Szwaja, R., 2007. Quest for central bank communication: Does it pay to be "talkative"? *European Journal of Political Economy*, 23 (1), 176-206.
- Siklos, P. L., Bohl, M., 2008. Policy works and policy deeds: The ECB and the euro. *International Journal of Finance and Economics* 13, 247-265
- Sims, C., 1980. Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48(1): 1-48.



- Sturm, J., De Haan, J., 2011. Does central bank communication really lead to better forecasts of policy decisions? New evidence based on a Taylor rule model for the ECB. *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, 147 (1), 41-58.
- Ueda, K., 2010. Determinants of Households' inflation expectations in Japan and the United States. *Journal of the Japanese and International Economies*, 24 (4): 503-518.
- Ullrich, K., 2008. Inflation Expectations of Experts and ECB Communication. *North American Journal of Economics and Finance*, 19, 93-108.
- Zadeh, L.A., 1965. Fuzzy sets. *Information and Control*, 8, 338–53.

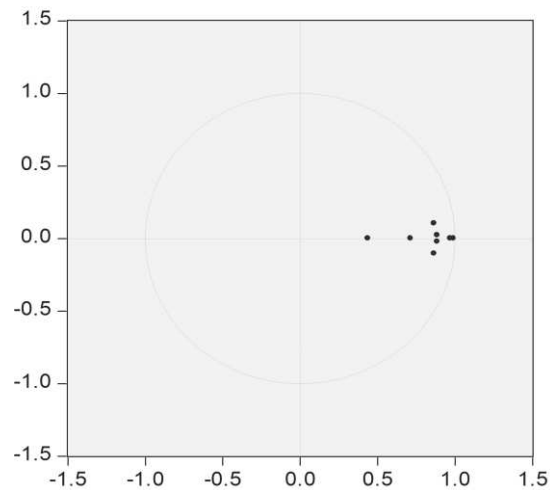
## Appendix

Table A.1 - Stationarity test

| KPSS                             |           |           |       |       |       |       |
|----------------------------------|-----------|-----------|-------|-------|-------|-------|
|                                  | Exogenous | Bandwidth | Test  | 1%    | 5%    | 10%   |
| <i>inflation expectation</i>     | I         | 9         | 0.282 | 0.739 | 0.463 | 0.347 |
| <i>inflation</i>                 | I         | 8         | 0.429 | 0.739 | 0.463 | 0.347 |
| <i>output gap</i>                | I         | 9         | 0.047 | 0.739 | 0.463 | 0.347 |
| <i>real interest rate</i>        | IT        | 9         | 0.129 | 0.216 | 0.146 | 0.119 |
| <i>real exchange rate</i>        | I         | 8         | 0.045 | 0.739 | 0.463 | 0.347 |
| <i>credibility</i>               | IT        | 8         | 0.113 | 0.216 | 0.146 | 0.119 |
| <i>energy price</i>              | IT        | 8         | 0.084 | 0.216 | 0.146 | 0.119 |
| <i>fuzzy communication index</i> | I         | 7         | 0.098 | 0.739 | 0.463 | 0.347 |

Note: Based on Schwarz criterion, (I) intercept or (IT) intercept and trend was applied.

Figure A.1: VAR stability test  
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



**Gestão da dívida pública, reputação fiscal e risco país**  
Evidências empíricas para o Brasil

*Gabriel Caldas Montes\**  
*Bruno Pires Tiberto\*\**

**Resumo**

Este trabalho analisa se as políticas fiscais adotadas, após adoção do regime de metas para inflação, têm sido importantes para a construção da reputação da autoridade fiscal e para a redução do risco-país. É elaborado um indicador de reputação fiscal, e analisada a influência exercida pelas ações da autoridade fiscal sobre esse indicador, como também a influência da reputação fiscal sobre o comportamento do risco-país. A análise empírica utiliza OLS, GMM e sistemas de equações simultâneas por GMM. Os resultados sugerem que as políticas seguidas pela autoridade fiscal foram importantes para construir sua reputação e, assim, para reduzir o risco-país.

**Palavras-chave:** reputação fiscal, dívida pública, risco-país, EMBI

**Abstract**

This paper examines whether fiscal policies adopted, after adoption of inflation targeting, have been important to build the reputation of the fiscal authority and to reduce the country risk. The paper develops an indicator of fiscal reputation, and analyzes the influence of the actions of the fiscal authority on this indicator, as well as the influence of fiscal reputation for the behavior of the country risk. The analysis uses OLS, GMM and systems of simultaneous equations through GMM. The results suggest that the policies of the fiscal authority were important to build its reputation and, thus, to reduce the country-risk.

**Key words:** fiscal reputation, public debt, country-risk, EMBI

**Classificação JEL:** E58, E62, E63, H63

---

\* Universidade Federal Fluminense, Departamento de Economia; Conselho Nacional de Pesquisa (CNPq). Rua Tiradentes, 17, Ingá, Niterói, Rio de Janeiro, CEP: 24210-510. gabrielmontesuff@yahoo.com.br

\*\* Universidade Federal Fluminense, Departamento de Economia; Instituto Nacional do Seguro Social (INSS). Rua Tiradentes, 17, Ingá, Niterói, Rio de Janeiro, CEP: 24210-510. brunotiberto@yahoo.com.br

## 1. Introdução

A partir dos trabalhos seminais de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983b) relacionados à importância da credibilidade e da reputação para a condução da política monetária, diversos estudos foram elaborados com intuito de mensurar a credibilidade e a reputação e, analisar como ambas são afetadas pelo estado da economia e pelas ações das autoridades monetárias, e também como ambas são capazes de afetar a condução da política monetária e o desempenho da economia (Blanchard, 1985; Andersen, 1989; Blackburn e Christensen, 1989; Amano, Coletti e Macklem, 1999; de Mendonça, 2007a, 2007b, 2009; Gonçalves e Salles, 2008; Gürkaynak et al., 2010; Beechey et al., 2011; Montes e Bastos, 2011, 2013; Montes e Machado, 2013; Montes e Tiberto, 2012).

Por meio do debate regras versus descrição, tecnologias de compromisso foram propostas com objetivo de limitar as ações discricionárias dos bancos centrais. Dentre essas tecnologias de compromisso está o regime de metas para inflação. Desde início da década de 1990, quando alguns países optaram por adotar esse regime, estudos vem sendo elaborados buscando mensurar a credibilidade do regime e a reputação do banco central, como, também, analisar a influência desses elementos sobre a economia, principalmente em países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil (de Mendonça, 2007a, 2007b, 2009; de Mendonça e de Guimarães e Souza, 2009; Montes e Bastos, 2011, 2013; Montes e Machado, 2013; Montes e Tiberto, 2012).

No Brasil, por conta da substituição do regime de câmbio, em junho de 1999, foi adotado o regime de metas para inflação. Como apontam diversos trabalhos, o sucesso desse regime depende, em grande parte, da credibilidade das metas estabelecidas e da reputação do banco central. Dado que a reputação é uma condição básica para desenvolver credibilidade, é necessário que o público acredite que a meta anunciada será alcançada com sucesso. Nesse sentido, a ideia implícita é que o anúncio da meta de inflação e o compromisso firme do banco central em alcançá-la sejam capazes de aumentar o grau de confiança dos agentes econômicos na condução da política monetária, o que, por conseguinte, permite um maior controle sobre a inflação.

Por sua vez, de acordo com Mishkin (2007), dentre os princípios básicos que servem como guias úteis aos *policymakers* operando com metas para inflação, há aquele que diz que a política fiscal deveria ser conduzida de maneira coordenada com a política monetária. Isto porque, como a taxa de juros é o principal instrumento de política monetária no regime de metas para inflação e considerando-se uma estrutura da dívida pública em que a taxa de juros é o principal indexador (tal como no caso brasileiro), as implicações sobre o lado fiscal são diretas, quando as políticas não são coordenadas.

A partir de novembro de 1999, o Tesouro Nacional iniciou a adoção de medidas voltadas para o alongamento do prazo da dívida pública federal e para melhorar a composição da dívida, com o objetivo de evitar que esta entrasse em uma rota explosiva e, também, de aumentar a credibilidade na condução da política econômica. Desde a adoção do regime de metas para inflação, em 1999, a autoridade fiscal tem buscado manter a dívida pública baixa e sustentável e, assim, melhorar o desempenho da economia. Com isso, alguns trabalhos surgiram relacionados à administração da dívida pública no Brasil – como por exemplo, de Mendonça e Pires (2007), de Mendonça e Vivian (2008, 2010), de Mendonça e Silva (2008), de Mendonça e Nunes (2011) – e, por conseguinte, à credibilidade fiscal – como por exemplo, Pires (2006) e de Mendonça e Machado (2013). De acordo com Pires (2006, p. 368): “*Do ponto de vista fiscal, pode-se dizer que análise de credibilidade, em certo sentido, se confunde com o conceito de sustentabilidade da dívida. A política fiscal só pode ser crível se os agentes esperam que ela seja sustentável. Assim, o estudo de credibilidade na condução da política fiscal consiste em responder se a dívida pública é ou não sustentável*”.

Como a credibilidade representa uma variável *forward-looking*, a credibilidade fiscal é construída com base na expectativa formada pelos agentes acerca da sustentabilidade da dívida pública. Nesse sentido, de Mendonça e Machado (2013) desenvolveram o índice de credibilidade fiscal e testaram para o caso brasileiro. Por sua vez, a reputação é uma variável *backward-looking*, fundamental para a construção da credibilidade. Entretanto, não há trabalhos relacionados à reputação fiscal e à

influência desta reputação sobre a economia. Diante disso, é importante verificar se as ações feitas pela autoridade fiscal foram importantes para o desenvolvimento de sua reputação, após a adoção do regime de metas para inflação, e se contribuíram para melhorar o desempenho da economia brasileira, como por exemplo, pela redução do risco-país.

Portanto, o presente estudo tem como objetivo analisar se as ações adotadas pela autoridade fiscal brasileira em termos de políticas de administração da dívida pública, após a adoção do regime de metas para inflação, têm sido importantes para reduzir e controlar a dívida pública e, por conseguinte, para a construção da reputação da autoridade fiscal e para a redução do risco-país. Para isso, inspirado no indicador de reputação monetária proposto por de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009) e no indicador de credibilidade fiscal elaborado por de Mendonça e Machado (2013), este trabalho constrói um indicador de reputação fiscal, e analisa a influência exercida pelas políticas de alteração na composição da dívida pública, pelas políticas de superávit primário e pela política monetária sobre a reputação da autoridade fiscal, e como esta é importante para a percepção de risco, medida pelo risco-país (EMBI).

Além dessa introdução o trabalho está dividido da seguinte maneira. A seção 2 realiza uma revisão da literatura sobre reputação dos *policymakers* e a sua importância para o regime de metas para inflação. A seção 3 faz uma exposição da literatura sobre administração da dívida pública. A seção 4 apresenta as evidências empíricas para a economia brasileira e, por fim, apresenta-se a conclusão.

## **2. Importância da reputação no regime de metas para inflação**

Os trabalhos seminais de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983a; 1983b) enfatizaram a importância da credibilidade da política monetária e da reputação da autoridade monetária à luz do problema de inconsistência temporal. Ambos ressaltam que, considerando agentes que formam expectativas de maneira racional e utilizando todas as informações disponíveis, o melhor resultado possível é alcançado quando a autoridade monetária está comprometida com regras que determinam o seu comportamento.

A maneira como são conduzidas as políticas monetária e fiscal define a reputação das autoridades que as executam e, conseqüentemente, atua na construção da credibilidade. Como apontado por Blinder (2000), a reputação da autoridade monetária depende do seu sucesso em alcançar as metas para a inflação por vários anos consecutivos. Sendo assim, é importante que as políticas previamente anunciadas pela autoridade monetária sejam integralmente executadas e bem-sucedidas em alcançar as metas previamente estabelecidas para que os agentes econômicos as utilizem na ancoragem de suas expectativas futuras. Desta forma, uma autoridade monetária com elevada reputação e alta credibilidade é capaz de conduzir a política monetária de maneira mais eficiente.

Alguns trabalhos (de Mendonça, 2009; de Mendonça e de Guimarães e Souza, 2009; Montes e Bastos, 2011; Montes e Tiberto, 2012) analisaram os efeitos da reputação e da credibilidade da política econômica sobre a economia brasileira.

O trabalho elaborado por de Mendonça (2009) analisou o desempenho da economia brasileira após a adoção do regime de metas para inflação e buscou verificar se a adoção deste regime contribuiu para uma melhoria na condução da política monetária, ou seja, se foi capaz de aumentar a credibilidade e reduzir a inflação sem provocar um aumento na taxa de sacrifício. Os resultados encontrados para o caso brasileiro sugerem que o processo de desinflação não gerou aumento nos custos sociais (aumento da taxa de sacrifício), sendo o desenvolvimento da credibilidade na condução da política monetária um importante elemento responsável pelo alcance desse resultado. Ademais, o autor destaca que o desenvolvimento da credibilidade é crucial para economias emergentes, como o Brasil, que adotaram metas para inflação.

Analisando empiricamente o caso brasileiro, o artigo de de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009) encontrou evidências de que um regime de metas para inflação com elevada credibilidade e uma autoridade monetária com alta reputação contribuem para uma menor variabilidade e um menor nível da

taxa de juros, uma vez que a autoridade monetária aumentou a sua capacidade de afetar as expectativas dos agentes econômicos. O trabalho de Montes e Bastos (2011) analisou a influência da credibilidade do regime de metas de inflação sobre o comportamento da taxa nominal de juros de longo prazo e de seu *spread* na economia brasileira. Os resultados sugerem que o regime de metas para inflação no Brasil tem cumprido o papel de reduzir as incertezas na economia, pois com a ampliação da credibilidade, o regime monetário está sendo bem sucedido não só em ancorar as expectativas inflacionárias dos agentes, como também em reduzir tanto o comportamento volátil da taxa de juros e o comportamento agressivo da política monetária, pois está suavizando o comportamento das expectativas acerca da taxa de juros e do *spread*.

A reputação das autoridades fiscal e monetária, mas principalmente da autoridade fiscal, é fundamental para melhorar a percepção de risco junto aos agentes econômicos. Arora e Cerisola (2001) analisaram os efeitos da política monetária dos Estados Unidos sobre os *spreads* soberanos, bem como os fundamentos macroeconômicos domésticos sobre o risco-país. As evidências encontradas sugerem que os fundamentos individuais dos países – como a adoção de políticas fiscais responsáveis – são importantes para reduzir o risco-país.

Alguns trabalhos analisaram a relação entre os fundamentos econômicos e o risco país para a economia brasileira e, em especial, a relação entre o comportamento das políticas fiscal e monetária e o risco-país (Andrade e Teles, 2005; Ferreira, 2010; de Mendonça e Nunes, 2011; Montes e Tiberto, 2012).

Andrade e Teles (2005) analisaram os efeitos das políticas macroeconômicas sobre o risco-país brasileiro no período de 1991 e 2002. Os resultados mostram que a política monetária desempenhou um papel relevante, isto é, a taxa de juros exerceu uma influência negativa sobre o risco-país brasileiro. No mesmo sentido, Ferreira (2010) encontrou evidências de que a dívida pública, assim como, as transações correntes e as reservas internacionais, explica, em grande parte, a evolução do risco-país no Brasil.

O trabalho de de Mendonça e Nunes (2011) desenvolveu um modelo teórico o qual indica que se a autoridade fiscal for responsável e adotar uma política que estabiliza a razão dívida/PIB, a consequência será um baixo prêmio de risco para os títulos do Tesouro Nacional. Por meio de um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ADL) e dados para a economia brasileira, os resultados encontrados revelam que as variáveis domésticas são responsáveis pela determinação do prêmio de risco no Brasil. Além disso, um correto gerenciamento da dívida pública e o uso de metas para o superávit primário são boas estratégias para promover a queda do prêmio de risco dos títulos do Tesouro Nacional.

Por sua vez, o estudo de Montes e Tiberto (2012) analisou a influência da credibilidade do regime de metas para inflação e da reputação da autoridade monetária sobre o risco-país (medido pelo EMBI) e, por conseguinte, sobre o desempenho do mercado de ações. Os resultados obtidos apontam que a credibilidade do regime de metas para inflação e a reputação da autoridade monetária têm sido fundamentais para a criação de um ambiente macroeconômico mais estável e, portanto, para a redução do risco-país e o melhor desempenho observado no mercado de ações.

O risco-país medido pelos *spreads* dos títulos soberanos é altamente influenciado pelos fundamentos macroeconômicos. Os trabalhos de Bernoth e Erdogan (2012) e Bernoth, von Hagen e Schuknecht (2012) apontam que os diferenciais de juros respondem de forma significativa para as medidas de endividamento do governo. Nesse sentido, faz-se necessário analisar a importância da administração da dívida pública para a construção de reputação fiscal e para a redução do risco-país.

### **3. Administração da dívida pública**

Os modelos de administração da dívida pública buscam encontrar uma estratégia capaz de minimizar os efeitos gerados por crises de confiança e assegurar a estabilidade financeira da dívida pública. Os principais trabalhos teóricos dessa literatura, como por exemplo, Calvo e Guidotti (1990), Giavazzi e Pagano (1990), Barro (2003), Missale, Giavazzi e Benigno (2002) e Giavazzi e Missale



(2004), concluem que a estratégia ótima de administração da dívida pública é aquela capaz de realizar a indexação parcial da dívida pública e, ao mesmo tempo, ampliar o seu prazo médio de maturação.

Como apontado por Missale, Giavazzi e Benigno (2002), uma estratégia para reduzir os riscos de refinanciamento da dívida e aumentar a expectativa dos agentes econômicos de que o esforço fiscal será bem sucedido é aumentando o prazo de maturidade da dívida pública. Com base neste procedimento, os custos da dívida são diluídos ao longo do tempo implicando uma redução do risco de insolvência fiscal durante períodos de crises.

Os modelos de Giavazzi e Pagano (1990) e Calvo e Guidotti (1990) são de grande relevância para o entendimento de como a dívida pública deve ser administrada em um contexto de crise de confiança e falta de credibilidade na condução da política econômica. Um resultado comum aos modelos sugere que o alongamento da dívida pública representa uma boa estratégia para a sua administração. Entretanto, para economias com baixa credibilidade essa estratégia não se mostra adequada. Isso porque, nestas condições, o público tende a priorizar a liquidez – devido ao risco de insolvência, inflação, enfraquecimento dos fundamentos econômicos, etc. – de modo que a ampliação do prazo de maturidade da dívida somente pode ser obtida a um custo muito elevado, como por exemplo, pagamento de taxa real de juros muito elevada. Em suma, a ideia intrínseca ao modelo de Giavazzi e Pagano (1990) é que uma política de administração da dívida pública adequada é capaz de aumentar a resistência do país diante de ataques especulativos, enquanto que o modelo de Calvo e Guidotti (1990) sugere que a ampliação do prazo de maturidade da dívida e a indexação representam um mecanismo capaz de forçar os próximos governos a cumprirem as metas para as políticas fiscal e monetária, de forma que seja assegurada a credibilidade da política econômica.

Missale, Giavazzi e Benigno (2002) analisaram a estabilização fiscal por meio da escolha ótima do prazo de vencimento dos títulos da dívida pública. Nesse modelo a estabilização da dívida pública era alcançada por meio de superávit fiscal. A análise considerou 72 casos de estabilização fiscal em países da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) que aconteceram entre 1975 e 1998, e os resultados mostraram que quando os agentes econômicos não são capazes de perceber a execução das medidas anunciadas pelo governo, existe a possibilidade do governo emitir títulos da dívida de curto prazo devido às expectativas de alta na taxa de juros futura. Portanto, o estudo sugere que a redução do risco de financiamento da dívida pública pode ser alcançada por uma estrutura de dívida mais alongada. Por outro lado, Barro (2003) constatou que a suavização da carga tributária estimula o governo a emitir títulos da dívida pública, cujos pagamentos são contingentes às realizações dos seus gastos e à base tributária. Neste sentido, quando o gasto é igual em todos os períodos, a dívida pública deve ser estruturada na forma de perpetuidades indexadas (*consoles*). Logo, este modelo sugere que essa estrutura é capaz de isolar a restrição orçamentária de variações inesperadas de títulos indexados ao índice de preços de diferentes maturidades.

O trabalho de Giavazzi e Missale (2004) analisou a administração da dívida pública no Brasil e considerou a estabilização da razão dívida/PIB o principal objetivo desse gerenciamento no Brasil, de modo a reduzir a probabilidade de crises de confiança. Para atingir a estabilização da dívida, o governo deve estabelecer fontes de financiamento com custos baixos e pequena volatilidade de seus retornos. Os resultados sugerem que o risco é minimizado quando um instrumento é capaz de oferecer proteção frente às oscilações no superávit primário e na relação dívida/PIB e, quando a variância dos retornos é relativamente baixa. Desta forma, a recomendação de política é que a maior parte da dívida pública brasileira deveria ser constituída por títulos prefixados (não indexados). Além disso, a parcela indexada da dívida deveria ter o índice de preços como o principal indexador e, as emissões de títulos indexados à taxa básica de juros (*over-selic*) e à taxa de câmbio deveriam ser reduzidas.

Em suma, a partir dos modelos de administração da dívida pública apresentados, observa-se que as principais recomendações para o seu gerenciamento são: (i) necessidade de ampliação do prazo médio da dívida; (ii) aumento da parcela da dívida prefixada; (iii) diminuição da participação dos títulos indexados à taxa básica de juros (*selic*) e à taxa de câmbio; e (iv) indexar a maior parte da dívida pública ao índice de preços.



Destacam-se como importantes trabalhos empíricos relacionados à administração da dívida pública brasileira após a adoção do regime de metas para inflação, os trabalhos de de Mendonça e Pires (2007), de Mendonça e Silva (2008), de Mendonça e Vivian (2008) e de Mendonça e Nunes (2011).

De um modo geral, os trabalhos apontam que: (i) o aumento da participação de títulos indexados à taxa de juros selic e à taxa de câmbio exercem uma maior pressão de aumento sobre a dívida pública do que o aumento das parcelas indexadas ao índice de preços ou prefixadas (de Mendonça e Silva, 2008); (ii) uma política de administração da dívida pública voltada para a redução de seu estoque e ampliação de seu prazo de maturação contribui, de forma efetiva, para reduções na taxa de juros básica da economia brasileira (de Mendonça e Pires, 2007); (iii) um aumento no prazo médio de maturidade da dívida pública brasileira está associado a um aumento do endividamento público, contrariando a maioria dos modelos de administração da dívida pública. A justificativa é que o alongamento da dívida implica um custo – o pagamento de juros mais elevados. Dado que grande parcela da dívida pública brasileira é indexada à taxa de juros selic, a consequência é uma possível elevação na razão dívida/PIB (de Mendonça e Silva, 2008); (iv) o prazo médio da dívida pública, a parcela de títulos indexados a taxa de juros Selic e a razão dívida/PIB têm um papel significativo na determinação da taxa de juros básica. É importante notar que os esforços do governo para aumentar o prazo da dívida pública e atenuar efeitos perniciosos sobre a taxa de juros não devem ser desprezados (de Mendonça e Vivian, 2008); (v) um correto gerenciamento da dívida pública e o uso de metas de superávit primário têm representado boas estratégias capazes de fazer reduzir o prêmio de risco dos títulos do Tesouro (de Mendonça e Nunes, 2011).

#### 4. Evidências empíricas para o Brasil

O regime monetário de metas para a inflação foi adotado no Brasil em 1999 com o objetivo de estabilizar os preços da economia. Neste mesmo ano, o Tesouro Nacional, inspirado nos modelos teóricos de administração da dívida pública de Giavazzi e Pagano (1990) e de Calvo e Guidotti (1990)<sup>1</sup>, anunciou uma estratégia de alongamento do prazo de maturidade da dívida pública federal e medidas para melhorar a composição da dívida pública brasileira, além de metas para o superávit primário. Essas medidas para a política fiscal visavam aumentar a credibilidade da autoridade fiscal e, combinadas com o regime de metas para inflação, buscavam aumentar a responsabilidade das autoridades fiscal e monetária do país.

Foi a partir de 2002 que o Tesouro Nacional visando aperfeiçoar a administração da dívida pública, face o insucesso no cumprimento das metas de superávit primário no início da década de 2000 devido aos sucessivos choques sobre a economia brasileira<sup>2</sup>, adotou a técnica de administração de ativos e passivos (*assets and liabilities management*). Esta nova estratégia buscou alterar a composição de indexação da dívida pública, enfatizando a necessidade de substituição dos títulos indexados à taxa de juros (over/selic) e à taxa de câmbio por títulos prefixados e indexados aos índices de preços (como mostra a Figura 1). O objetivo do Tesouro Nacional era ampliar o prazo médio da dívida pública e reduzir as pressões sobre a taxa de juros.

A partir de 2005, houve um aumento considerável na proporção dos títulos públicos prefixados e títulos indexados aos índices de preços, enquanto que a proporção dos títulos públicos indexados à taxa de câmbio foi reduzida a um nível negligenciável (Figura 1). Entretanto, a proporção da dívida pública indexada à taxa de juros Selic ainda é muito alta (cerca de 35%). Uma possível justificativa para esse comportamento de indexação da dívida está estreitamente relacionada com as medidas de política econômica adotadas em 1999 pelo governo brasileiro, em especial, a adoção do regime de metas para inflação e a mudança para o regime de câmbio flexível.

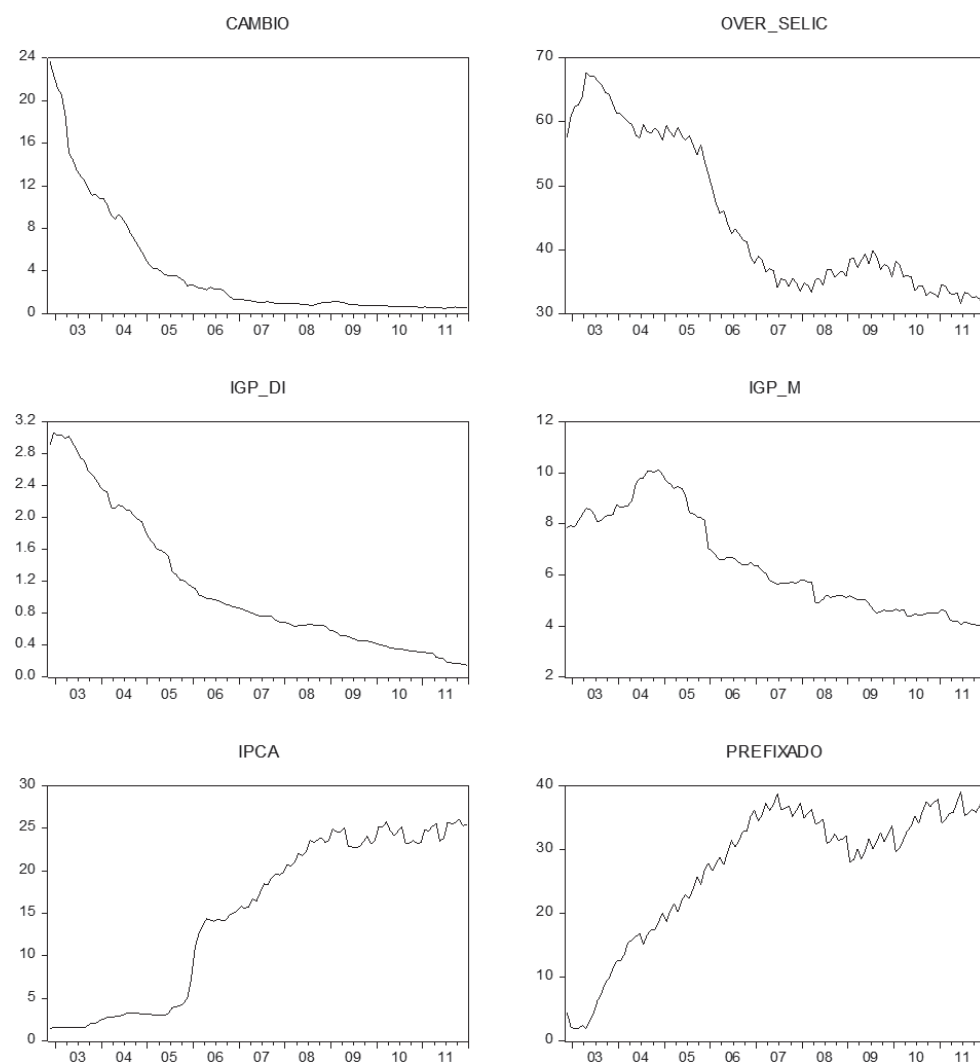
---

<sup>1</sup> de Mendonça e Vivian (2008) analisam o gerenciamento da dívida pública no Brasil considerando os principais modelos teóricos e concluem que a estratégia adotada pelo Tesouro Nacional seguiu as recomendações de Calvo e Guidotti (1990).

<sup>2</sup> As crises da Argentina e das bolsas de valores americanas em 2001; e o ataque especulativo durante as eleições presidenciais de 2002 no Brasil.

De forma sucinta, se por um lado a indexação dos títulos à taxa de câmbio deixou de ser atrativa para o mercado, por outro lado, a indexação à taxa de juros selic continua sendo relevante até os dias atuais, pois o Banco Central do Brasil possui uma estratégia de estabilização do nível de preços da economia que utiliza a taxa de juros selic como o principal instrumento de política monetária no regime de metas para a inflação. Portanto, o aumento na demanda por títulos indexados à taxa de juros selic e a elevada manutenção de títulos indexados a esta variável revela que o mercado ainda não eliminou completamente o risco de crises de refinanciamento da dívida pública no Brasil.

**Figura 1 – Indexadores da dívida pública**



A estabilidade econômica de um país é fundamental para melhorar a percepção que os agentes têm em relação ao risco desse país. Atualmente, a análise da credibilidade tem sido expandida aos modelos de administração da dívida pública, isto é, os modelos têm buscado considerar as expectativas formadas pelo público acerca do comportamento do governo em relação à sua capacidade de manter a dívida pública sustentável e cumprir com objetivos predeterminados (como por exemplo, metas de superávit primário) e, portanto, acerca das escolhas do prazo ótimo de maturidade e do grau de indexação da dívida pública.

Por sua vez, ao analisarem o risco, os agentes econômicos comparam as políticas anunciadas com as efetivamente adotadas como também os objetivos anunciados e os resultados obtidos. Nesse sentido, as reputações das autoridades fiscal e monetária, medidas, respectivamente, pela sustentabilidade da relação dívida/PIB e pela capacidade de ancorar a taxa de inflação à meta de inflação

são importantes elementos considerados na análise de risco dos agentes. Desta forma, torna-se relevante identificar as ações de políticas econômicas que influenciaram a construção da reputação fiscal, e que foram importantes para o processo de avaliação dos agentes em relação ao risco associado ao país.

Baseado em dados da economia brasileira, este trabalho busca evidências para apoiar o seguinte argumento: a nova estratégia de administração da dívida pública brasileira adotada pelo Tesouro Nacional a partir de 2002 no sentido de aumentar a parcela da dívida pública pré-fixada e indexada aos índices de preços (denominada *DEBT\_INDEX\_01*) em detrimento da parcela da dívida pública indexada às taxas de juros e de câmbio (denominada *DEBT\_INDEX\_02*) contribuiu para aumentar a reputação da autoridade fiscal brasileira (*IFR*), que por sua vez, contribuiu para uma maior estabilidade do ambiente econômico e para a redução do risco-país (*EMBI*) associado à dívida pública brasileira.

#### 4.1. Metodologia e Dados

A fim de identificar e estimar os determinantes econômicos que influenciam a reputação da autoridade fiscal brasileira e como esta reputação fiscal influencia o comportamento do risco-país, a análise empírica foi realizada usando o método de mínimos quadrados ordinários (OLS)<sup>3</sup>, o método dos momentos generalizados (GMM) e um sistema de equações simultâneas por GMM (GMM-System).<sup>4</sup>

Uma das razões para utilizar o método de estimação GMM é o fato de que enquanto as estimativas por OLS possuem problemas de autocorrelação serial, heterocedasticidade ou não-linearidade, que são comuns em séries temporais macroeconômicas, este método fornece estimadores consistentes para a regressão (Hansen, 1982). Como apontado por Wooldridge (2001, p. 95), “*to obtain a more efficient estimator than two-stage least squares (or ordinary least squares), one must have overriding restrictions*”. A matriz de ponderação na equação foi escolhida para permitir que as estimativas por GMM sejam robustas, considerando a possível presença de heterocedasticidade e autocorrelação de forma desconhecida.

É importante observar que os coeficientes estimados por GMM são consistentes apenas se as variáveis instrumentais utilizadas na análise são exógenas. Por isso, a hipótese de exogeneidade dos instrumentos exige que estas variáveis não afetem diretamente a variável dependente. Neste sentido, um procedimento padrão que garante tal hipótese é baseado em Johnston (1984), ou seja, os instrumentos escolhidos foram datados para o período *t-1* ou anterior. Ainda em relação à técnica empregada na estimação GMM, Cragg (1983) indicou que a análise de sobreidentificação possui um importante papel na seleção das variáveis instrumentais para melhorar a eficiência dos estimadores. Sendo assim, um teste da estatística *J* padrão foi realizado com o objetivo de testar esta propriedade para a validade das restrições de sobreidentificação (Hansen, 1982).

O período de análise compreende de Novembro de 2002 à Dezembro de 2011<sup>5</sup>. As séries (mensais) utilizadas são:

**Índice de Reputação Fiscal (*IFR*):** A estrutura do índice de reputação é semelhante à aplicada para o índice de credibilidade monetária desenvolvido por de Mendonça (2007a) e para o índice de credibilidade fiscal elaborado por de Mendonça e Machado (2013). A série para a razão dívida/PIB é a Dívida Líquida do Setor Público Total, em porcentagem do PIB, setor público consolidado (série nº 4513 – Banco Central do Brasil). O limite superior de 60 por cento para a razão dívida/PIB é baseado no tratado de Maastricht e o limite inferior de 40 por cento para a razão dívida/PIB é baseado no FMI. A ideia é simples: a razão dívida/PIB de 60 por cento é muitas vezes observado como o limite prudencial para os países desenvolvidos. Isto sugere que ultrapassar esse limite vai ameaçar a sustentabilidade

<sup>3</sup> As estatísticas *t* reportadas nas estimações OLS baseiam-se nos estimadores de Newey e West (1987), que é consistente com a presença de heterocedasticidade e autocorrelação de forma desconhecida.

<sup>4</sup> As estimações foram realizadas usando o programa Eviews 7.0.

<sup>5</sup> A justificativa para a utilização desse período está na disponibilidade dos dados no Banco Central do Brasil.

fiscal. Para as economias emergentes e em desenvolvimento, 40 por cento é a sugestão da razão dívida/PIB que não deveria ser violado em uma base de longo prazo.<sup>6</sup>

$$IFR = \begin{cases} 1 & \text{se } debt/GDP \leq 0.4 \\ 1 - \frac{1}{0.2} \cdot [debt/GDP - 0.4] & \text{se } 0.4 < debt/GDP < 0.6 \\ 0 & \text{se } debt/GDP \geq 0.6 \end{cases}$$

Portanto, um alto índice de reputação fiscal representa que o governo está comprometido em manter a razão dívida/PIB em uma trajetória sustentável. Um governo com elevada reputação fiscal e, ao mesmo tempo, comprometido em atingir as metas de superávit primário, sinaliza aos agentes econômicos a sua responsabilidade e o seu comprometimento em honrar as suas dívidas assumidas e manter a estabilidade de seus fundamentos econômicos. Uma maior estabilidade econômica está associada a uma menor percepção de risco de insolvência fiscal por parte dos agentes econômicos em relação a este país e, por conseguinte, a um menor risco-país.

**Dívida Pública (PUB\_DEBT):** Dívida Líquida do Setor Público Total, em porcentagem do PIB, setor público consolidado (série nº 4513 – Banco Central do Brasil). Quanto maior for o estoque da dívida pública, maior é a dificuldade do governo em honrar os seus compromissos assumidos. Sendo assim, a reputação da autoridade fiscal fica prejudicada e o risco da dívida pública entrar em uma trajetória de insustentabilidade fiscal aumenta.<sup>7</sup>

**Superávit Primário (SURPLUS):** Necessidade de Financiamento do Setor Público Total, Resultado Primário, Governo Federal e Banco Central, fluxo acumulado em 12 meses, em porcentagem do PIB (série nº 5783 – Banco Central do Brasil)<sup>8</sup>. A geração sistemática de superávit primário busca sinalizar aos agentes econômicos o compromisso do país em cumprir os seus compromissos assumidos, contribuindo para a redução do risco de *default*. Assim, o cumprimento sistemático das metas de superávit primário por parte da autoridade fiscal contribui para um aumento de sua reputação perante os agentes econômicos.

**Taxa de Juros SELIC (SELIC):** Taxa de Juros Over/Selic, acumulada no mês e anualizada (série nº 4189 – Banco Central do Brasil). A *SELIC* é considerada a taxa de juros livre de risco da economia brasileira e é o principal instrumento de política monetária utilizado pelo Banco Central do Brasil. Pelo fato de grande parte da dívida pública ser indexada à taxa Selic, então, elevações nessa taxa irão implicar em elevações da dívida pública e, conseqüentemente, em deterioração da reputação fiscal, e vice-versa.

**Indexador da Dívida Pública 01 (DEBT\_INDEX\_01):** Esta série representa o somatório da posição em carteira da participação dos seguintes indexadores da Dívida Pública brasileira: dívida pública pré-fixada (série nº 4178 – Banco Central do Brasil), dívida pública indexada ao IPCA (série nº 12001 – Banco Central do Brasil), dívida pública indexada ao IGP-M (série nº 4175 – Banco Central do Brasil) e

<sup>6</sup> Os mesmos limites foram utilizados no índice de credibilidade fiscal proposto por de Mendonça e Machado (2013) para o caso brasileiro. Ademais, de acordo com Chowdhury e Islam (2010), “A debt-to-GDP ratio of 60 per cent has been proposed as a prudent limit for developed countries. It implies that crossing this limit will threaten fiscal sustainability. For developing and emerging economies, 40 per cent is the suggested debt-to-GDP ratio. Based on these, an April 2010 report by the IMF’s Fiscal Affairs Department offered illustrative ‘fiscal adjustments’ for economies to reach these suggested public debt-to-GDP ratios by 2030. Thus, there is a tendency to treat these debt-to-GDP ratios as “optimal” in the specific sense that crossing these thresholds threatens debt sustainability. This is consistent with the IMF’s global macroeconomic model which assigns a dual role to fiscal policy: (1) smoothening out business cycles in the short run; (2) meeting debt sustainability targets in the long run.”.

<sup>7</sup> Esta série também foi utilizada por de Mendonça e Machado (2013, p. 13) e de acordo com eles, “This variable is an indicator of the public debt sustainability”.

<sup>8</sup> São assumidos valores positivos como superávit primário na série. É importante chamar atenção para o fato de o governo poder alterar a maneira como o mesmo é computado (por exemplo, obras do PAC podem ficar de fora, assim como, capitalização de empresas públicas, como foi o caso da Petrobrás, podem ser consideradas) o que pode gerar desconfiância em relação a este indicador.

dívida pública indexada ao IGP-DI (série nº 4176 – Banco Central do Brasil). De acordo com o estudo de Giavazzi e Missale (2004), a maior parte da dívida pública brasileira deveria ser constituída de títulos pré-fixados e, a parte indexada, predominantemente por títulos indexados aos índices de preços. Ou seja, uma administração da dívida pública eficiente deve buscar ampliar a participação da dívida pré-fixada e aumentar a parcela da dívida indexada aos índices de preço. Logo, quanto maior a participação desses indexadores na dívida pública menor é o risco de insolvência associado ao país e, por consequência, maior é a reputação da autoridade fiscal.

**Indexador da Dívida Pública 02 (DEBT\_INDEX\_02):** Esta série representa o somatório da posição em carteira da participação dos seguintes indexadores da Dívida Pública brasileira: dívida pública indexada à Taxa de Juros Over/Selic (série nº 4177 – Banco Central do Brasil) e dívida pública indexada ao Câmbio (série nº 4173 – Banco Central do Brasil). Giavazzi e Missale (2004) recomendam para o Brasil, reduzir a quantidade de títulos públicos indexados à taxa de juros Selic e ao câmbio em favor da indexação aos índices de preços. Logo, uma administração da dívida pública eficiente deve buscar reduzir a parcela da dívida indexada à taxa de juros e ao câmbio, devido à grande volatilidade destas variáveis. Países que possuem uma estrutura de dívida predominantemente indexada à taxa de juros e ao câmbio ficam mais vulneráveis em ambiente de crise econômica e grande incerteza. Desta forma, quanto maior a participação desses indexadores na dívida pública maior é o risco de insolvência associado ao país e, por consequência, menor é a reputação da autoridade fiscal.

**Risco-País (EMBI):** O risco-país brasileiro é representado pelo EMBI (*Emerging Markets Bond Index Plus Embi+Brazil*) criado pelo banco JP Morgan. Esta variável captura a expectativa dos agentes econômicos em relação aos fundamentos econômicos de um país, assim como, a sua percepção quanto à habilidade de um país honrar seus compromissos e manter a estabilidade política e econômica.

**Transações Correntes (SCC\_GDP):** Transações Correntes em relação ao PIB, percentual, acumulado em 12 meses (série nº 11726 – Banco Central do Brasil). Um superávit em transações correntes aumenta a liquidez do país, reduzindo a probabilidade do país não honrar seus compromissos. Assim, os agentes econômicos associam a maior liquidez do país com um menor risco de insolvência da dívida. Portanto, espera-se uma correlação negativa entre o superávit nas transações correntes e o risco-país.

**Reserva Internacional (RESERVES):** Reserva Internacional Total, conceito liquidez, em milhões de dólares (série nº 3546 – Banco Central do Brasil). O volume de reservas internacionais está associado com o grau de liquidez de um país. Considerando a definição de Williamson (1973), a liquidez internacional mede a habilidade de um país em honrar um déficit em conta corrente sem recorrer a ações indesejáveis. Desta forma, os agentes econômicos associam esta maior habilidade em honrar compromissos com um menor risco de insustentabilidade fiscal.

**Índice de Reputação do Banco Central (ICBR):** O índice de reputação da autoridade monetária utilizado é o índice desenvolvido por Montes e Bastos (2012), o qual é uma variação do índice desenvolvido por de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009). Na construção do índice é utilizada a inflação observada<sup>9</sup>. Por sua vez, o índice é ponderado pelo hiato do produto, ou seja, a autoridade monetária é penalizada caso decida explorar o *trade-off* entre inflação e produto no curto prazo. Assim,

$$ICBR = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } \pi_{t\text{Min}}^* \leq \pi_{t\text{OBS}} \leq \pi_{t\text{Max}}^* \\ 1 - \frac{1}{0.2 - \pi_{t\text{Max}}^*} \cdot [\pi_{t\text{OBS}} - \pi_{t\text{Max}}^*] & \text{se } \pi_{t\text{Max}}^* < \pi_{t\text{OBS}} < 0.2 \\ 1 - \frac{1}{-\pi_{t\text{Min}}^*} \cdot [\pi_{t\text{OBS}} - \pi_{t\text{Min}}^*] & \text{se } 0\% < \pi_{t\text{OBS}} < \pi_{t\text{Min}}^* \\ 0 & \text{se } \pi_{t\text{OBS}} \geq 0.2 \text{ ou } \pi_{t\text{OBS}} \leq 0 \end{array} \right\} \times \left\{ \begin{array}{ll} \frac{Y_n}{Y} & \text{se } \frac{Y_n}{Y} < 1 \\ 1 & \text{se } \frac{Y_n}{Y} > 1 \end{array} \right\}$$

<sup>9</sup> As séries de inflação são mensuradas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo nos últimos 12 meses – IPCA (é o índice de preços ao consumidor oficial no Brasil sob metas de inflação). A série está disponível no *website* do Banco Central do Brasil.

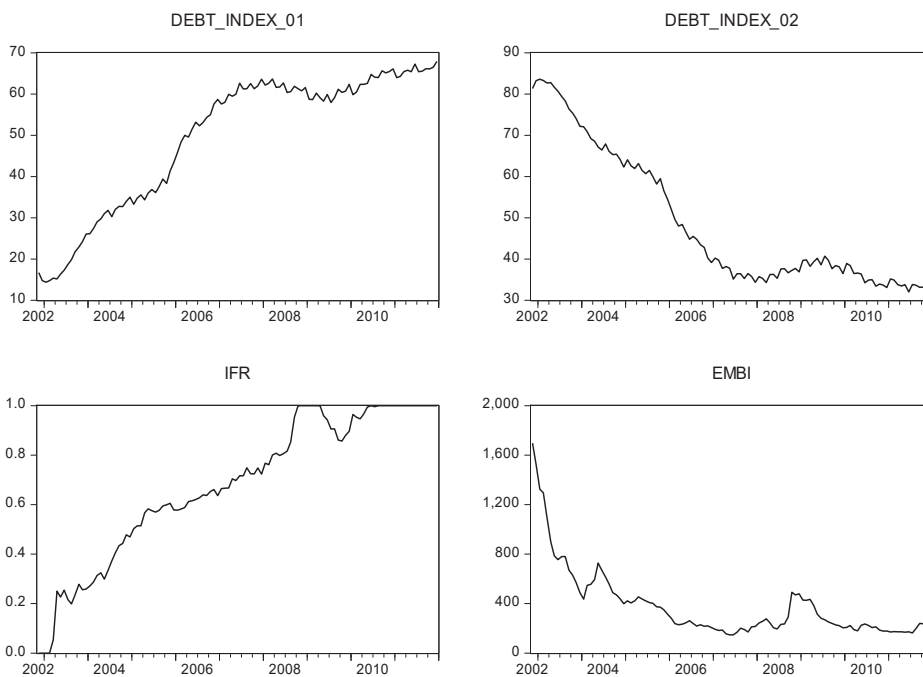


em que,  $\pi_{t\ OBS}$  é a taxa de inflação observada,  $\pi_{t\ Min}^*$  é o limite inferior da banda de tolerância,  $\pi_{t\ Max}^*$  é o limite superior da banda de tolerância,  $Y$  é o produto real e  $Y_n$  é a tendência do produto real de longo prazo (obtida por meio do filtro de Hodrick-Prescott).

De acordo com Blinder (2000), a reputação do banco central depende de seu sucesso em alcançar as metas de inflação durante vários anos consecutivos. Um banco central com uma alta reputação de estar comprometido com a estabilidade dos preços pode controlar a inflação por meio de pequenas variações na taxa de juros. Como a reputação conduz à estabilidade macroeconômica, ela também ajuda a reduzir o risco associado a um país. Portanto, espera-se uma correlação negativa entre a reputação do banco central e o risco-país.

A Figura 2 abaixo mostra o comportamento das séries do índice de reputação fiscal e do EMBI, assim como das séries relativas ao *DEBT\_INDEX\_01* e *DEBT\_INDEX\_02*. As estatísticas descritivas estão reportadas na tabela A.1 do apêndice.

**Figura 2 - Indexadores da Dívida pública (*DEBT\_INDEX\_01* e *DEBT\_INDEX\_02*), IFR e EMBI**



Uma primeira condição para ser analisada antes de aplicar a análise econométrica é verificar se as séries são estacionárias. Assim, o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para detectar raiz unitária foi realizado (Tabela A.2 do apêndice).

## 4.2. Fatores determinantes para a construção da reputação fiscal

A equação estimada para identificar os fatores que influenciam a sustentabilidade da dívida pública e, portanto, a construção da reputação fiscal, é dada pela seguinte equação básica abaixo (em que  $\vartheta$  é um termo de erro aleatório):

$$IFR_t = \alpha_0 + \alpha_1 PUB\_DEBT_{t-1} + \alpha_2 d(SURPLUS)_{t-1} + \alpha_3 SELIC_{t-1} + \vartheta_{1,t} \quad (1)$$

A equação (1) capta os efeitos exercidos pela dívida pública, pela política de geração de superávits primários e pela política monetária sobre a reputação fiscal. Por sua vez, com intuito de analisar os efeitos das políticas de gerenciamento da dívida pública sobre a reputação da autoridade fiscal, duas variáveis foram incluídas no modelo básico: *DEBT\_INDEX\_01* e *DEBT\_INDEX\_02*. A



primeira está capturando o efeito da elevação da participação da dívida pré-fixada e da parcela da dívida indexada aos índices de preço sobre o índice de reputação fiscal, enquanto que a última avalia o impacto da redução da parcela da dívida indexada à taxa de juros e ao câmbio sobre a reputação da autoridade fiscal. Sendo assim, as seguintes especificações são estimadas:

$$IFR_t = \alpha_4 + \alpha_5 PUB\_DEBT_{t-1} + \alpha_6 d(SURPLUS)_{t-1} + \alpha_7 SELIC_{t-1} + \alpha_8 DEBT\_INDEX\_01_{t-1} + \vartheta_{2,t} \quad (2)$$

$$IFR_t = \alpha_9 + \alpha_{10} PUB\_DEBT_{t-1} + \alpha_{11} d(SURPLUS)_{t-1} + \alpha_{12} SELIC_{t-1} + \alpha_{13} DEBT\_INDEX\_02_{t-1} + \vartheta_{3,t} \quad (3)$$

Os sinais esperados para as relações estão expressos por meio de derivadas parciais.

$$\frac{\partial f}{\partial PUB\_DEBT_{t-1}} < 0; \frac{\partial f}{\partial d(SURPLUS)_{t-1}} > 0; \frac{\partial f}{\partial SELIC_{t-1}} < 0; \frac{\partial f}{\partial DEBT\_INDEX\_01_{t-1}} > 0; \frac{\partial f}{\partial DEBT\_INDEX\_02_{t-1}} < 0$$

A Tabela 1 apresenta as estimativas por OLS e GMM<sup>10</sup>. As estimativas OLS incluem variáveis *dummy* para capturar: (i) a crise política devido à eleição presidencial de 2002 – “efeito Lula” – chamada de *LULA*, a qual assume valor igual a 1 de novembro de 2002 a fevereiro de 2003. É esperado sinal negativo para a *dummy* *LULA*, pois, na época, a forte desvalorização cambial e a abrupta elevação da taxa básica de juros para conter o descontrole da inflação elevaram fortemente a razão dívida/PIB e fizeram a reputação fiscal se deteriorar; e (ii) a crise do *subprime*, chamada de *SUBPRIME*, a qual assume valor igual a 1 de setembro de 2008 a julho de 2009. É esperado sinal positivo para a *dummy* *SUBPRIME*, pois, com a crise, a razão dívida/PIB sofreu forte redução devido às reduções na taxa básica de juros e nos índices de preços. Nas estimativas GMM estas variáveis são utilizadas como instrumentos.

Como se observa, em relação às estimativas OLS, a estatística *F* de todas as especificações mostra que as equações estimadas são significativas e os resultados do teste Ramsey RESET indicam que os modelos não apresentam problemas de especificação. Quanto às estimativas por GMM, os resultados do teste *J* indicam que todos os modelos estão corretamente especificados. Além disso, nas estimativas por OLS, as variáveis *dummies* são significativas (exceto na especificação 1), justificando a sua inclusão no modelo.

Quanto à influência da dívida pública sobre o índice de reputação fiscal, as estimativas mostram que todos os coeficientes são negativos e estaticamente significativos. Em outras palavras, uma administração eficiente da dívida pública reduz a probabilidade de *default* da dívida e, assim, aumenta a reputação da autoridade fiscal.

A influência da política monetária, por meio da variável “*SELIC*”, sobre o índice de reputação fiscal é estatisticamente significativo para todos os coeficientes estimados por GMM, e seus sinais são robustos e negativos para todas as especificações de ambos os métodos de estimação. Assim, aumentos na taxa de juros Selic elevam a razão dívida/PIB e, por conseguinte, deterioram a reputação da autoridade fiscal. Por sua vez, as estimativas revelaram que variações positivas na geração de superávit primário contribuem para o aumento da reputação da autoridade fiscal. Em todas as especificações de ambos os métodos de estimação os coeficientes estimados do superávit primário apresentaram significância estatística e robustez dos sinais.

Para avaliar como a política de administração da dívida pública adotada pelo Tesouro Nacional brasileiro a partir de 2002 influenciou no comportamento do índice de reputação fiscal, as variáveis *DEBT\_INDEX\_01* e *DEBT\_INDEX\_02* foram incluídas no modelo. As estimativas dessas duas variáveis apresentam resultados interessantes. Em ambos os métodos de estimação, os coeficientes estimados para *DEBT\_INDEX\_01* são positivos e estatisticamente significativos. Este resultado é importante porque confirma os argumentos apresentados por Giavazzi e Missale (2004), isto é, quanto

<sup>10</sup> As estimativas GMM aplicaram as seguintes variáveis instrumentais: *IFR*<sub>*t-1*</sub>, *PUB\_DEBT*<sub>*t-2*</sub>, *PUB\_DEBT*<sub>*t-3*</sub>, *d(SURPLUS)*<sub>*t-2*</sub>, *d(SURPLUS)*<sub>*t-3*</sub>, *SELIC*<sub>*t-2*</sub>, *SELIC*<sub>*t-3*</sub>, *SELIC*<sub>*t-4*</sub>, *SELIC*<sub>*t-5*</sub>, *SELIC*<sub>*t-6*</sub>, *DEBT\_INDEX\_01*<sub>*t-2*</sub>, *DEBT\_INDEX\_01*<sub>*t-3*</sub>, *DEBT\_INDEX\_02*<sub>*t-2*</sub>, *DEBT\_INDEX\_02*<sub>*t-3*</sub>, *SUBPRIME*, *LULA*.

maior a participação de títulos da dívida pública brasileira pré-fixados e indexados aos índices de preços, menor é o risco de insolvência associado ao país e, portanto, maior será a reputação da autoridade fiscal brasileira junto aos agentes econômicos. Por outro lado, os coeficientes estimados para *DEBT\_INDEX\_02* são negativos e altamente significativos. Este resultado revela a importância da política adotada pelo Tesouro Nacional brasileiro para melhorar o perfil da dívida pública brasileira tornando-a menos vulnerável aos ambientes de grande incerteza econômica. Ao reduzir a quantidade de títulos públicos indexados à taxa Selic e ao câmbio, essa política reduziu a probabilidade de *default* da dívida pública brasileira e, por conseguinte, aumentou a reputação da autoridade fiscal brasileira.

**Tabela 1 – Estimativas por OLS e GMM: Variável Dependente: IFR**

| Variável<br>Explicativa  | Estimação OLS                        |                                      |                                      | Estimação GMM                       |                                     |                                     |
|--------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
|                          | Especificação<br>Eq(1) <sup>NW</sup> | Especificação<br>Eq(2) <sup>NW</sup> | Especificação<br>Eq(3) <sup>NW</sup> | Especificação<br>Eq(1)              | Especificação<br>Eq(2)              | Especificação<br>Eq(3)              |
| <i>CONSTANT</i>          | 2.646***<br>(0.083)<br>[31.819]      | 2.305***<br>(0.181)<br>[12.691]      | 2.542***<br>(0.092)<br>[27.530]      | 2.764***<br>(0.037)<br>[72.757]     | 2.631***<br>(0.076)<br>[34.487]     | 2.733***<br>(0.042)<br>[63.751]     |
| <i>PUB_DEBT(-1)</i>      | -0.0405***<br>(0.0023)<br>[-17.288]  | -0.0366***<br>(0.0027)<br>[-13.337]  | -0.0369***<br>(0.0026)<br>[-14.093]  | -0.0431***<br>(0.0010)<br>[-41.141] | -0.0421***<br>(0.0011)<br>[-35.909] | -0.0421***<br>(0.0011)<br>[-36.572] |
| <i>d(SURPLUS)</i>        | 0.0525**<br>(0.0194)<br>[2.709]      | 0.0505***<br>(0.0181)<br>[2.788]     | 0.0510***<br>(0.0182)<br>[2.799]     | 0.0478***<br>(0.0178)<br>[2.672]    | 0.0385**<br>(0.0182)<br>[2.108]     | 0.0389**<br>(0.0183)<br>[2.115]     |
| <i>SELIC(-1)</i>         | -0.0061***<br>(0.0021)<br>[-2.808]   | -0.0027<br>(0.0026)<br>[-1.047]      | -0.0028<br>(0.0026)<br>[-1.112]      | -0.0057***<br>(0.0009)<br>[-5.756]  | -0.0032**<br>(0.0015)<br>[-2.070]   | -0.0031**<br>(0.0015)<br>[-2.080]   |
| <i>DEBT_INDEX_01(-1)</i> |                                      | 0.0022**<br>(0.0010)<br>[2.254]      |                                      |                                     | 0.0010**<br>(0.0004)<br>[2.228]     |                                     |
| <i>DEBT_INDEX_02(-1)</i> |                                      |                                      | -0.0022**<br>(0.0009)<br>[-2.290]    |                                     |                                     | -0.0010**<br>(0.0004)<br>[-2.407]   |
| <i>SUBPRIME</i>          | 0.0314<br>(0.0210)<br>[1.497]        | 0.0391*<br>(0.0200)<br>[1.948]       | 0.0384*<br>(0.0198)<br>[1.934]       |                                     |                                     |                                     |
| <i>LULA</i>              | -0.0539***<br>(0.0186)<br>[-2.895]   | -0.0596***<br>(0.0162)<br>[-3.663]   | -0.0579***<br>(0.0159)<br>[-3.634]   |                                     |                                     |                                     |
| R <sup>2</sup>           | 0.984                                | 0.986                                | 0.986                                | 0.983                               | 0.983                               | 0.983                               |
| Adj. R <sup>2</sup>      | 0.984                                | 0.985                                | 0.985                                | 0.982                               | 0.983                               | 0.983                               |
| J-statistic              |                                      |                                      |                                      | 11.837                              | 10.421                              | 10.521                              |
| Prob. J-statistic        |                                      |                                      |                                      | 0.458                               | 0.492                               | 0.484                               |
| F-statistic              | 1329.342                             | 1219.005                             | 1223.345                             |                                     |                                     |                                     |
| Prob. F-statistic        | 0.000                                | 0.000                                | 0.000                                |                                     |                                     |                                     |
| Ramsey RESET (1)         | 3.604                                | 0.949                                | 0.612                                |                                     |                                     |                                     |
| Prob. Ramsey RESET (1)   | 0.060                                | 0.332                                | 0.435                                |                                     |                                     |                                     |
| LM Test (1)              | 17.946                               | 17.804                               | 17.087                               |                                     |                                     |                                     |
| Prob. LM Test (1)        | 0.000                                | 0.000                                | 0.000                                |                                     |                                     |                                     |
| ARCH (1)                 | 1.826                                | 0.838                                | 0.760                                |                                     |                                     |                                     |
| Prob. ARCH (1)           | 0.179                                | 0.361                                | 0.385                                |                                     |                                     |                                     |
| Jarque-Bera              | 53.513                               | 44.355                               | 50.278                               |                                     |                                     |                                     |
| Prob. Jarque-Bera        | 0.000                                | 0.000                                | 0.000                                |                                     |                                     |                                     |

Notas: Níveis de Significância Marginal: \*\*\* denota 0.01, \*\* denota 0.05 e \* denota 0.1. Erros padrão entre parênteses e estatísticas t entre colchetes. NW: Estimativas ajustadas pela matriz de Newey-West.

### 4.3. Influência da reputação da autoridade fiscal sobre o risco-país

Com base na literatura sobre risco-país, em especial, a parte da literatura que aborda a influência dos fatores domésticos para explicar a evolução do risco-país (Montes e Tiberto, 2012), a função utilizada para avaliar como a reputação da autoridade fiscal influencia a percepção do risco-país por

parte dos agentes econômicos inclui algumas variáveis macroeconômicas, assim como o índice de reputação fiscal. Neste sentido, a equação básica é dada por (em que,  $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório):

$$EMBI_t = \beta_0 + \beta_1 SCC\_GDP_{t-1} + \beta_2 d(RESERVES)_{t-1} + \beta_3 IFR_{t-1} + \varepsilon_{1,t}, \quad (4)$$

A fim de verificar a importância da reputação para o comportamento do risco-país e, conseqüentemente, se os resultados da equação básica continuam significativos, a reputação da autoridade monetária (*ICBR*) é incluída na equação e também analisada. Espera-se que as autoridades fiscal e monetária com reputações elevadas consigam conduzir a economia para a estabilidade macroeconômica com mais facilidade, colaborando, assim, para a redução do risco-país. Sendo assim, a especificação (5) também é estimada.

$$EMBI_t = \beta_4 + \beta_5 SCC\_GDP_{t-1} + \beta_6 d(RESERVES)_{t-1} + \beta_7 IFR_{t-1} + \beta_8 d(ICBR)_{t-1} + \varepsilon_{2,t}, \quad (5)$$

Os sinais esperados para as relações estão expressos por meio de derivadas parciais.

$$\frac{\partial f}{\partial SCC\_GDP_{t-1}} < 0; \frac{\partial f}{\partial d(RESERVES)_{t-1}} < 0; \frac{\partial f}{\partial IFR_{t-1}} < 0; \frac{\partial f}{\partial d(ICBR)_{t-1}} < 0$$

As estimativas por meio de OLS e GMM<sup>11</sup> são apresentadas na Tabela 2. As mesmas variáveis *dummy* da análise anterior foram incluídas nas estimativas por OLS e, como variáveis instrumentais, nas estimativas por GMM. De acordo com a Tabela 2, os coeficientes estimados por OLS das variáveis *dummies* “LULA” e “SUBPRIME” são positivos e estatisticamente significativos, e seus sinais são robustos e consistentes com o esperado, justificando a inclusão de ambas nas estimações.

Quanto às estimativas OLS, a estatística *F* de todas as especificações mostra que as equações estimadas são significativas e os resultados do teste Ramsey RESET indicam que os modelos não apresentam problemas de especificação. Em relação às estimações GMM, os resultados do teste *J* indicam que todos os modelos estão corretamente especificados. Além disso, os sinais das variáveis explicativas estão de acordo com o esperado, em todas as especificações.

O efeito estimado para a influência das reservas internacionais sobre o risco-país é robusto e estatisticamente significativo em todas as especificações de ambos os métodos de estimação. Nesse sentido, como indicado pela literatura, a acumulação de reservas internacionais contribui para a redução do risco-país, assim como, sinaliza aos agentes econômicos a habilidade do país para reagir a choques externos. Em adição, o efeito causado pelo superávit em transações correntes é negativo e estatisticamente significativo para todas as especificações. Em outras palavras, o superávit em transações correntes aumenta a liquidez de um país e, desta forma, reduz a probabilidade do país não honrar seus compromissos e, assim, o risco associado a este país.

A fim de analisar como a reputação da autoridade fiscal influencia a percepção do risco-país por parte dos agentes econômicos, a variável índice de reputação fiscal foi incluída no modelo. Os sinais estimados apresentaram resultados relevantes. Em ambos os métodos de estimação os coeficientes estimados para o índice de reputação fiscal são negativos e estatisticamente significativos. Este resultado é importante porque confirma a hipótese de que a reputação da autoridade fiscal tem uma relação inversa com o comportamento do risco-país e revela a importância do comportamento da autoridade fiscal para a estabilidade econômica.

Em adição, foi incluído no modelo a variável que mensura os efeitos da reputação da autoridade monetária sobre o risco-país. Os resultados estimados revelam que variações na reputação da autoridade monetária possuem efeitos estatisticamente significativos e negativos sobre o comportamento do risco-país.

<sup>11</sup> As estimativas GMM aplicaram as seguintes variáveis instrumentais:  $EMBI_{t-1}$ ,  $EMBI_{t-2}$ ,  $IFR_{t-2}$ ,  $IFR_{t-3}$ ,  $SCC\_GDP_{t-2}$ ,  $SCC\_GDP_{t-3}$ ,  $d(RESERVES)_{t-2}$ ,  $d(RESERVES)_{t-3}$ ,  $d(ICBR)_{t-2}$ ,  $d(ICBR)_{t-3}$ , *SUBPRIME*, *LULA*.

Portanto, as evidências empíricas sugerem que as reputações das autoridades fiscal e monetária desempenham importante papel para reduzir o risco-país do Brasil. Em especial, a estratégia de administração da dívida pública brasileira vem contribuindo para a elevação da reputação da autoridade fiscal brasileira e, por conseguinte, para a redução do risco-país e aumento da estabilidade econômica do país.

**Tabela 2 – Estimativas por OLS e GMM: Variável Dependente: EMBI**

| Variável Explicativa   | Estimativas OLS                      |                                      | Estimativas GMM                      |                                       |
|------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|---------------------------------------|
|                        | Especificação Eq(4) <sup>NW</sup>    | Especificação Eq(5) <sup>NW</sup>    | Especificação Eq(4)                  | Especificação Eq(5)                   |
| <i>CONSTANT</i>        | 928.060***<br>(46.076)<br>[20.141]   | 930.857***<br>(36.785)<br>[25.304]   | 955.673***<br>(39.931)<br>[23.932]   | 909.006***<br>(58.960)<br>[15.417]    |
| <i>SCC_GDP(-1)</i>     | -71.038***<br>(10.744)<br>[-6.611]   | -70.398***<br>(10.199)<br>[-6.902]   | -86.431***<br>(11.589)<br>[-7.457]   | -73.928***<br>(15.444)<br>[-4.786]    |
| <i>d(RESERVES)(-1)</i> | -0.0052***<br>(0.0019)<br>[-2.684]   | -0.0054***<br>(0.0019)<br>[-2.724]   | -0.0274***<br>(0.0034)<br>[-8.027]   | -0.0294***<br>(0.0054)<br>[-5.448]    |
| <i>IFR(-1)</i>         | -869.375***<br>(63.187)<br>[-13.758] | -870.975***<br>(53.357)<br>[-16.323] | -785.802***<br>(55.698)<br>[-14.108] | -710.778***<br>(81.322)<br>[-8.740]   |
| <i>d(ICBR)(-1)</i>     |                                      | -293.062*<br>(153.056)<br>[-1.914]   |                                      | -2460.255**<br>(1140.508)<br>[-2.157] |
| <i>SUBPRIME</i>        | 198.310***<br>(31.078)<br>[6.380]    | 199.206***<br>(31.649)<br>[6.294]    |                                      |                                       |
| <i>LULA</i>            | 292.766***<br>(56.762)<br>[5.157]    | 288.557***<br>(45.871)<br>[6.290]    |                                      |                                       |
| R <sup>2</sup>         | 0.918                                | 0.921                                | 0.647                                | 0.417                                 |
| Adj. R <sup>2</sup>    | 0.914                                | 0.917                                | 0.636                                | 0.394                                 |
| J-statistic            |                                      |                                      | 9.357                                | 6.815                                 |
| Prob. J-statistic      |                                      |                                      | 0.313                                | 0.448                                 |
| F-statistic            | 230.499                              | 198.438                              |                                      |                                       |
| Prob. F-statistic      | 0.000                                | 0.000                                |                                      |                                       |
| Ramsey RESET (1)       | 1.267                                | 0.133                                |                                      |                                       |
| Prob. Ramsey RESET (1) | 0.262                                | 0.715                                |                                      |                                       |
| LM Test (1)            | 64.303                               | 53.208                               |                                      |                                       |
| Prob. LM Test (1)      | 0.000                                | 0.000                                |                                      |                                       |
| ARCH (1)               | 14.415                               | 2.890                                |                                      |                                       |
| Prob. ARCH (1)         | 0.000                                | 0.092                                |                                      |                                       |
| Jarque-Bera            | 10.834                               | 10.252                               |                                      |                                       |
| Prob. Jarque-Bera      | 0.004                                | 0.006                                |                                      |                                       |

Notas: Níveis de Significância Marginal: \*\*\* denota 0.01, \*\* denota 0.05 e \* denota 0.1. Erros padrão entre parênteses e estatísticas t entre colchetes. NW: Estimativas ajustadas pela matriz de Newey-West.

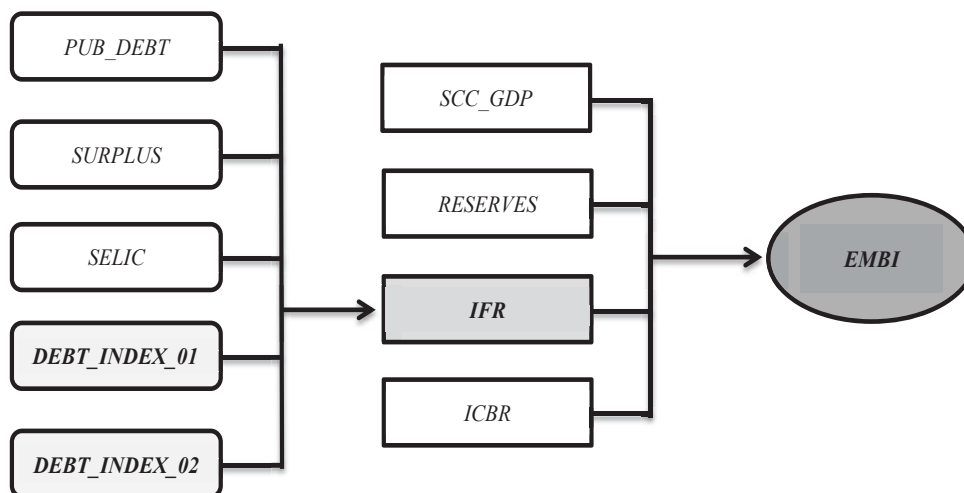
#### 4.4. Sistemas de equações simultâneas

A análise anterior destacou a importância da nova estratégia de administração da dívida pública brasileira adotada pelo Tesouro Nacional a partir de 2002 para aumentar a reputação da autoridade fiscal brasileira e, como esta reputação contribuiu para a redução do risco-país brasileiro. A Figura 3 ilustra a análise realizada no trabalho.

O esquema apresentado por meio da Figura 3 ilustra como (i) os esforços em reduzir a razão dívida/PIB, (ii) a política de superávit primário, (iii) a política monetária e, (iv) as políticas de

recomposição do perfil da dívida pública – aumento das parcelas da dívida pré-fixada e indexada aos índices de preço (*DEBT\_INDEX\_01*) e redução da participação da dívida indexada à taxa de juros e ao câmbio (*DEBT\_INDEX\_02*) – contribuíram para aumentar a reputação da autoridade fiscal (*IFR*) e, consequentemente, aumentar a percepção dos agentes econômicos em relação à estabilidade econômica do país e, portanto, reduzir a percepção de risco (*EMBI*) associado ao país.

**Figura 3 – Variáveis Macroeconômicas, Índice de Reputação Fiscal e Risco-País**



Uma maneira de testar a validade das equações e dos coeficientes anteriormente encontrados pelas estimações individuais por OLS e GMM é estimar por meio de sistemas de equações simultâneas. Para tratar possíveis problemas de endogeneidade, principalmente entre *IFR* e *EMBI*, a utilização de sistemas de equações por meio do GMM é adequada, de modo a obter coeficientes não-viesados<sup>12</sup>. Portanto, para verificar a robustez dos resultados anteriormente obtidos nas estimativas individuais, dois sistemas de equações foram estimados (em que,  $\omega$  e  $\varphi$  são termos de erro aleatório):

#### Sistema 01:

$$IFR_t = \delta_0 + \delta_1 PUB\_DEBT_{t-1} + \delta_2 d(SURPLUS)_{t-1} + \delta_3 SELIC_{t-1} + \delta_4 DEBT\_INDEX\_01_{t-1} + \omega_{1,t}$$

$$EMBI_t = \gamma_0 + \gamma_1 SCC\_GDP_{t-1} + \gamma_2 d(RESERVES)_{t-1} + \gamma_3 IFR_{t-1} + \gamma_4 d(ICBR)_{t-1} + \varphi_{1,t}$$

#### Sistema 02:

$$IFR_t = \delta_5 + \delta_6 PUB\_DEBT_{t-1} + \delta_7 d(SURPLUS)_{t-1} + \delta_8 SELIC_{t-1} + \delta_9 DEBT\_INDEX\_02_{t-1} + \omega_{2,t}$$

$$EMBI_t = \gamma_5 + \gamma_6 SCC\_GDP_{t-1} + \gamma_7 d(RESERVES)_{t-1} + \gamma_8 IFR_{t-1} + \gamma_9 d(ICBR)_{t-1} + \varphi_{2,t}$$

A tabela 3 mostra as estimações dos dois sistemas acima. Os resultados dos testes *J* indicam que os sistemas estão corretamente especificados. Além disso, todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos e seus sinais estão robustos e de acordo com o esperado. Os resultados confirmam a robustez daqueles observados nas equações individuais. As evidências confirmam a ideia de que a nova política de administração da dívida pública brasileira melhorou a reputação da autoridade fiscal e, consequentemente, contribuiu para a estabilidade econômica do país por meio da redução da percepção do risco-país.

<sup>12</sup> O sistema GMM aplica as mesmas variáveis instrumentais utilizadas nas estimações individuais por GMM.

**Tabela 3 - Sistema de Equações Simultâneas GMM – IFR e EMBI**

| Sistema 1           |                                     |                     |                                       | Sistema 2           |                                     |                     |                                       |
|---------------------|-------------------------------------|---------------------|---------------------------------------|---------------------|-------------------------------------|---------------------|---------------------------------------|
|                     | IFR                                 |                     | EMBI                                  |                     | IFR                                 |                     | EMBI                                  |
| CONSTANT            | 2.580***<br>(0.065)<br>[39.156]     | CONSTANT            | 909.053***<br>(39.598)<br>[22.956]    | CONSTANT            | 2.705***<br>(0.035)<br>[75.494]     | CONSTANT            | 908.998***<br>(39.537)<br>[22.990]    |
| PUB_DEBT(-1)        | -0.0415***<br>(0.0009)<br>[-43.253] | SCC_GDP(-1)         | -73.311***<br>(10.192)<br>[-7.192]    | PUB_DEBT(-1)        | -0.0414***<br>(0.0009)<br>[-42.658] | SCC_GDP(-1)         | -73.518***<br>(10.243)<br>[-7.176]    |
| d(SURPLUS)          | 0.0410**<br>(0.0179)<br>[2.280]     | d(RESERVES)(-1)     | -0.0282***<br>(0.0038)<br>[-7.370]    | d(SURPLUS)          | 0.0415**<br>(0.0180)<br>[2.300]     | d(RESERVES)(-1)     | -0.0282***<br>(0.0038)<br>[-7.370]    |
| SELIC(-1)           | -0.0026*<br>(0.0014)<br>[-1.816]    | IFR(-1)             | -707.219***<br>(56.056)<br>[-12.616]  | SELIC(-1)           | -0.0025*<br>(0.0014)<br>[-1.811]    | IFR(-1)             | -706.842***<br>(56.024)<br>[-12.616]  |
| DEBT_INDEX_01(-1)   | 0.0012***<br>(0.0004)<br>[2.973]    | d(ICBR)(-1)         | -2662.243***<br>(854.399)<br>[-3.115] | DEBT_INDEX_02(-1)   | -0.0013***<br>(0.0004)<br>[-3.306]  | d(ICBR)(-1)         | -2664.800***<br>(856.723)<br>[-3.110] |
| Adj. R <sup>2</sup> | 0.983                               | Adj. R <sup>2</sup> | 0.373                                 | Adj. R <sup>2</sup> | 0.983                               | Adj. R <sup>2</sup> | 0.371                                 |
| J-statistic         | 0.1385<br>p = 0.9997                |                     |                                       | J-statistic         | 0.1384<br>p = 0.9997                |                     |                                       |

Notas: Níveis de Significância Marginal: \*\*\* denota 0.01, \*\* denota 0.05 e \* denota 0.1. Erros padrão entre parênteses e estatísticas t entre colchetes.

É importante observar que a significância estatística de todos os coeficientes estimados de ambos os sistemas são maiores do que àqueles estimados tanto por OLS quanto por GMM nas equações individuais. Este resultado revela que as estimativas por meio dos sistemas aumentou de forma considerável a precisão dos coeficientes do modelo (erros-padrão menores). Em especial, destaca-se que, apesar de a significância estatística das variáveis *DEBT\_INDEX\_01*, *DEBT\_INDEX\_02* e *IFR* terem aumentado, a magnitude dos coeficientes estimados por meio do sistema são semelhantes à magnitude daqueles estimados nas equações individuais por meio de OLS e GMM.

Portanto, os resultados estimados pelos sistemas de equações simultâneas utilizando GMM confirmaram a ideia obtida nas estimações das equações individuais por OLS e GMM. Ou seja, as mudanças na forma de administrar a dívida pública brasileira, realizadas pelo Tesouro Nacional, no sentido de alterar o perfil da dívida, contribuíram para aumentar a reputação da autoridade fiscal brasileira e, por conseguinte, esta maior reputação fiscal influenciou o comportamento do risco-país Brasil.

## 5. Conclusão

Desde a adoção do regime de metas para inflação, em 1999, a autoridade fiscal tem feito esforços para manter a dívida pública baixa e sustentável e, assim, melhorar o desempenho da economia brasileira. Este trabalho analisa se as ações adotadas pela autoridade fiscal brasileira, após adoção do novo regime monetário, têm sido importantes para controlar a dívida pública, desenvolver a reputação da autoridade fiscal e reduzir o risco-país. Para este fim, o trabalho constrói um indicador de reputação fiscal e analisa a influência das políticas (i) de recomposição do perfil da dívida pública brasileira, (ii) de superávit primário, (iii) monetária e (iv) de redução da razão dívida/PIB sobre a reputação da autoridade



fiscal e, como esta é importante para aumentar a percepção dos agentes econômicos em relação à estabilidade econômica do país e, como consequência, reduzir a percepção de risco, medida pelo risco-país (EMBI).

Em particular, o trabalho investiga se a nova estratégia de administração da dívida pública brasileira adotada pelo Tesouro Nacional a partir de 2002 no sentido de aumentar a parcela da dívida pública pré-fixada e indexada aos índices de preços em detrimento da parcela da dívida pública indexada às taxas de juros e de câmbio contribuiu para aumentar a reputação da autoridade fiscal brasileira, que por sua vez, contribuiu para uma maior estabilidade do ambiente econômico e para a redução do risco-país (EMBI) associado à dívida pública brasileira.

Os resultados sugerem que as reputações das autoridades fiscal e monetária desempenham importante papel para reduzir o risco-país do Brasil. Em especial, a nova estratégia de administração da dívida pública brasileira adotada pelo Tesouro Nacional a partir de 2002 contribuiu para a elevação da reputação da autoridade fiscal brasileira e, por conseguinte, para a redução do risco-país e aumento da estabilidade econômica do país. Portanto, as mudanças na forma de administrar a dívida pública brasileira, realizadas pelo Tesouro Nacional, no sentido de alterar o perfil da dívida, contribuíram para aumentar a reputação da autoridade fiscal brasileira e, por conseguinte, esta maior reputação fiscal influenciou o comportamento do risco-país Brasil.

## Referências

- Amano, R.; Coletti, D. e Macklem, T. (Monetary rules when economic behaviour changes. *Bank of Canada Working Paper*, n. 99-8, 1999.
- Andersen, T. M. Credibility of Policy Announcements – The Output and Inflation Costs of Desinflationary Policies. *European Economic Review*, vol. 33 (1). p. 13-30, 1989.
- Andrade, J. P. e Teles, V. K. An Empirical Model of the Brazilian Country Risk - An Extension of the Beta Country Risk Model. *Applied Economics*. Vol. 38 (11). p. 1271-1278, 2005.
- Arora, V. e Cerisola, M. How does US monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets? *IMF Staff Paper*. n. 48. p. 474-498, 2001.
- Barro, R. J. Optimal management of indexed and nominal debt. *Annals of Economics and Finance*. n. 4. Beijing, Central University of Finance and Economics, 2003.
- Barro, R. J. e Gordon, D. B. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. *Journal of Political Economy*. Vol. 91 (41). p. 589-610, 1983a.
- \_\_\_\_\_. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*. Vol. 12 (1). p. 101-121, 1983b.
- Beechey, M. J.; Johannsen, B. K. e Levin, A. T. Are Long-Run Inflation Expectations More Firmly Anchored in the Euro Area than in the United States? *American Economic Journal: Macroeconomics*. Vol. 3 (2) – April, 2011.
- Bernoth, K. e Erdogan, B. Sovereign bond yield spreads: A time-varying coefficient approach. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 31 (3). p. 639-656, 2012.
- Bernoth, K.; von Hagen, J. e Schuknecht, L. Sovereign risk premiums in the European government bond market. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 31 (5). p. 975-995, 2012.
- Blackburn, K. e Christensen, M. Monetary Policy and Policy Credibility: Theories and Evidence. *Journal of Economic Literature*. Vol. 27 (1). p. 1-45, 1989.
- Blanchard, O. J. Credibility, Disinflation and Gradualism. *Economic Letters*. Vol. 17 (3). p. 211-217, 1985.
- Blinder, A. Central Banking in Theory and Practice. MIT Press. Cambridge, MA, 2000.
- Calvo, G. e Guidotti, P. Indexation and maturity of government bonds: an exploratory model. In: *Dornbusch, R. e Draghi, M. (comps.). Public Debt Management: Theory and History*. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.
- Chowdhury, A. e Islam, I. An optimal debt-to-GDP ratio? *G-24 Policy Brief*, 66, 2010.
- Cragg, J.G. More efficient estimation in the presence of heteroscedasticity of unknown form. *Econometrica*. Vol. 51 (3). New York, Econometric Society, 1983.
- de Mendonça, H. F. Empirical Evidence from Fourteen Countries with Explicit Inflation Targeting. *Applied Economics Letters*. Vol. 14 (8). p. 573-576, 2007a.

- \_\_\_\_\_. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*. Vol. 39 (20). p. 2599-2615, 2007b.
- \_\_\_\_\_. Output-inflation and unemployment-inflation trade-offs under inflation targeting: Evidence from Brazil. *Journal of Economic Studies*. Vol. 36 (1). p. 66-82, 2009.
- de Mendonça, H. F. e de Guimarães e Souza, G. J. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. *Economic Modelling*. Vol. 26 (6). p. 1228-1238., 2009.
- de Mendonça, H. F. e Nunes, M. P. D. Public debt and risk premium: Na analysis from an emerging economy. *Journal of Economic Studies*. Vol. 38 (2). p. 203-217, 2011.
- de Mendonça, H. F. e Pires, M. C. C. A interdependência fiscal-monetária: uma análise da importância da suavização da taxa de juros e do gerenciamento da dívida pública sobre o equilíbrio fiscal. *Cadernos de Finanças Públicas*. Vol. 8. p. 101-122, 2007.
- de Mendonça, H. F. e Silva, R. T. Administração da dívida pública sob um regime de metas para inflação: evidências para o caso brasileiro. *Brazilian Journal of Applied Economics*. Vol. 12 (4). p. 635-657, 2008.
- de Mendonça, H. F. e Vivian, V. S. Public-debt management: the Brazilian experience. *CEPAL Review*. n. 94. p. 145-162, 2008.
- \_\_\_\_\_. Gestão de Dívida Pública: a experiência do Brasil. *Revista CEPAL*. Special Issue in Portuguese. p. 245-264, 2010.
- de Mendonça, H. F. e Machado, M. R. Public debt management and credibility: Evidence from an emerging economy. *Economic Modelling*, n. 30, p. 10-21, 2013.
- Ferreira, A. L. (2010). The determinants of default risk in Brazil. *Applied Economics Letters*. Vol. 17 (17). p. 1703-1708, 2010.
- Giavazzi, F. e Missale A. Public Debt Management in Brazil. NBER Working Paper. n. 10.394. Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research, 2004.
- Giavazzi, F. e Pagano, M. Confidence crises and public debt management. In: *Dornbusch, R. e Draghi, M. (comps.). Public Debt Management: Theory and History*. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.
- Gonçalves, C. E. S. e Salles, J. M. Inflation Targeting in Emerging Economies: What Do the Data Say? *Journal of Development Economics*. Vol. 85 (1-2). p. 312-318, 2008.
- Gürkaynak, R. S.; Levin, A. T. e Swanson, E. T. Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations? Evidence from Long-Term Bond Yields in the U.S., U.K., and Sweden. *Journal of the European Economic Association*. Vol. 8. p. 1208-1242, 2010.
- Hansen, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*. Vol. 50 (4). p. 1029-1054, 1982.
- Johnston, J. *Econometric Methods*. 3<sup>rd</sup>. Singapore: McGraw-Hill Book Co, 1984.
- Kydland, F. E. e Prescott, E. C. Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economic*. Vol. 85 (3). p. 473-492, 1977.
- Mishkin, F. S. *Monetary Policy Strategy*. The MIT Press, 2007.
- Missale, A., Giavazzi F. e Benigno P. How is debt managed? Learning from fiscal stabilization. *Scandinavian Journal of Economics*. Vol. 104 (3). Oxford, Reino Unido, Blackwell Publishing, 2002.
- Montes, G. C. e Bastos, J. C. A. Metas de inflação e estrutura a termo das taxas de juros no Brasil. *Economia Aplicada*. Vol. 15 (3). p. 391-415, 2011.
- \_\_\_\_\_. Influence of reputation and credibility for the inflation bias and liquidity management: Theoretical model and empirical evidence for Brazil. XVIII Fórum BNB de Desenvolvimento / XVII Encontro Regional de Economia, Fortaleza – CE, 2012.
- \_\_\_\_\_. Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs' expectations: evidence from Brazil. *Journal of Economic Studies*, Vol. 40 (3), 2013.
- Montes, G. C. e Machado, C. C. Credibility and the credit channel transmission of monetary policy: theoretical model and econometric analysis for Brazil. *Journal of Economic Studies*, 2013 (forthcoming).
- Montes, G. C. e Tiberto, B. P. (2012). Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: Evidence for Brazil. *Economic Modelling*. Vol. 29 (5). p. 1666-1678, 2012.
- Newey, W. K. and West, K. D. A simple, positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*. Vol. 55 (3). New York, Econometric Society, 1987.
- Pires, M. C. C. Credibilidade na política fiscal: uma análise preliminar para o Brasil. *Economia Aplicada*. Vol. 10 (3). p. 367-375, 2006.
- Svensson, L. E. O. Optimal Inflation Targets, 'Conservative' Central Banks, and Linear Inflation Contracts. *American Economic Review*. Vol. 87 (1). p.98-114, 1997.

Walsh, C. Optimal Contracts for Central Bankers. *American Economic Review*. Vol. 85 (1). p.150-167, 1995.

Williamson, J. Surveys in applied economics: International liquidity. *Economic Journal*. Vol. 83 (331). p. 685–746, 1973.

Wooldridge, J. M. Applications of generalized method of moments estimation. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 15 (4). p. 87–100, 2001.

## Apêndice

**Tabela A.1 - Estatísticas Descritivas**

| Séries        | Média     | Mediana   | Máximo    | Mínimo   | Desvio Padrão |
|---------------|-----------|-----------|-----------|----------|---------------|
| DEBT_INDEX_01 | 49.49     | 58.70     | 67.88     | 14.37    | 16.68         |
| DEBT_INDEX_02 | 48.74     | 39.67     | 83.60     | 31.34    | 16.42         |
| EMBI          | 378.38    | 244.55    | 1696.90   | 147.10   | 282.90        |
| ICBR          | 0.93      | 0.99      | 1.00      | 0.31     | 0.16          |
| IFR           | 0.68      | 0.71      | 1.00      | 0.00     | 0.29          |
| PUB_DEBT      | 46.10     | 45.80     | 60.61     | 36.34    | 6.21          |
| RESERVES      | 150003.40 | 141760.00 | 353397.00 | 35592.00 | 100743.80     |
| SCC_GDP       | -0.19     | 0.02      | 1.93      | -2.32    | 1.47          |
| SELIC         | 14.57     | 13.16     | 26.32     | 8.65     | 4.61          |
| SURPLUS       | 2.23      | 2.36      | 3.06      | 0.19     | 0.58          |

**Tabela A.2 - Teste de Raiz Unitária – ADF**

| Séries           | Eq <sup>1</sup> | Lag <sup>2</sup> | Teste ADF |                  |                  |                   |
|------------------|-----------------|------------------|-----------|------------------|------------------|-------------------|
|                  |                 |                  | Teste     | valor crítico 1% | valor crítico 5% | valor crítico 10% |
| DEBT_INDEX_01    | I               | 6                | -3.13     | -3.49            | -2.89            | -2.58             |
| d(DEBT_INDEX_01) |                 |                  |           |                  |                  |                   |
| DEBT_INDEX_02    | I               | 6                | -3.18     | -3.49            | -2.89            | -2.58             |
| d(DEBT_INDEX_02) |                 |                  |           |                  |                  |                   |
| EMBI             | I               | 1                | -5.28     | -3.49            | -2.89            | -2.58             |
| d(EMBI)          |                 |                  |           |                  |                  |                   |
| ICBR             | I               | 0                | -2.12     | -3.49            | -2.89            | -2.58             |
| d(ICBR)          | None            | 0                | -8.54     | -2.59            | -1.94            | -1.61             |
| IFR              | I               | 0                | -2.69     | -3.49            | -2.89            | -2.58             |
| d(IFR)           |                 |                  |           |                  |                  |                   |
| PUB_DEBT         | None            | 0                | -3.65     | -2.59            | -1.94            | -1.61             |
| d(PUB_DEBT)      |                 |                  |           |                  |                  |                   |
| RESERVES         | None            | 1                | 3.37      | -2.59            | -1.94            | -1.61             |
| d(RESERVES)      | I               | 1                | -4.06     | -3.49            | -2.89            | -2.58             |
| SCC_GDP          | T/I             | 3                | -3.31     | -4.05            | -3.45            | -3.15             |
| d(SCC_GDP)       |                 |                  |           |                  |                  |                   |
| SELIC            | I               | 4                | -2.89     | -3.49            | -2.89            | -2.58             |
| d(SELIC)         |                 |                  |           |                  |                  |                   |
| SURPLUS          | None            | 0                | -0.37     | -2.59            | -1.94            | -1.61             |
| d(SURPLUS)       | None            | 0                | -8.69     | -2.59            | -1.94            | -1.61             |

Notas: Estimativas dos autores

<sup>1</sup> A inclusão ou não de tendência ou intercepto (T/I) foi definida de acordo com o critério de Schwarz.

<sup>2</sup> O número de defasagens (Lag) utilizado foi definido de acordo com o critério de Schwarz.

# Inflation Forecasting in a Changing Environment

Douglas Eduardo Turatti

Universidade Federal de Santa Catarina

Guilherme Valle Moura

Universidade Federal de Santa Catarina

## Abstract

This article proposes an efficient estimation procedure for nonlinear state-space models, where some states can be integrated out analytically. One example is the unobserved component stochastic volatility model used in the literature to model inflation. However, because of the difficulties in estimating this model, it has not yet been estimated, and articles that utilize it have always calibrated its parameter. Here the efficient importance sampling procedure is used together with a Rao-Blackwellization step to construct a highly efficient estimation procedure that produces continuous approximations to the likelihood function, greatly enhancing parameter estimation. The estimated model is used to forecast inflation of all G7 countries and showed superior results with respect to *benchmark* models. Moreover, estimates of the unobserved components indicate that the Great Inflation of the 70s was caused by a rise in trend inflation, while random innovations have been dominating the inflation process in the last decades for most of the G7 countries.

## 1 Introduction

Price stability has become an important mandate of many central banks around the world since the 1980s. It is now widely accepted that decision making becomes more complex in high and persistent inflation scenarios, as inflation may

cloud public confidence as well as economic agents' assessments of future economic activity (Golob 1994). Moreover, low inflation seems to promote growth and support sustainable employment in the long run (Bernanke 2007). Thus, it is not surprising that a lot of effort has been devoted to the development of models that can accurately explain the dynamics and volatility of inflation rates.

However, as pointed out by Stock & Watson (2006), inflation dynamics and volatility have changed over the last decades. Following the Great Inflation of the 1970s, central banks of developed countries have made successful efforts not only to lower, but also to stabilize inflation. These efforts have contributed to the Great Moderation of output volatility (see, for example, Cecchetti et al. 2007).

Therefore, it has been hard to use a single model to forecast inflation in different periods of time. Atkeson & Ohanian (2001) have shown that Phillips curve-type models have performed well until the 1980s, but cannot display the same accuracy in recent decades, when simple statistical models like the first order autoregressive model have been dominating forecasts.

In order to cope with this changing environment, Stock & Watson (2006) have proposed the unobserved component stochastic volatility model (UCSV), which is based on the traditional local level model with stochastic volatilities added to the variances of the shocks. The stochastic volatility implies that the model is a IMA(1,1) model with time varying moving average parameter, which allows it to capture the changes in the inflation process.

Although promising, the UCSV has never been estimated, thus its out-of-sample forecast capabilities could not be tested. Stock & Watson (2006) and Cecchetti et al. (2007) have used this model, but they have chosen to calibrate the value of the unknown parameter because of the difficulties in estimation. The estimation of this model is complicated by the fact that the likelihood function is a multidimensional integral with no closed form solution, thus numerical integration techniques have to be used. Here we propose a maximum simulated likelihood estimation procedure for this model based on Efficient Importance Sampling of Richard & Zhang (2007). Additionally, we use a Rao-Blackwellization step in-

creasing the numerical efficiency of the algorithm. The procedure is fast and provides continuous likelihood approximations, facilitating numerical optimization of the log-likelihood function.

To preview some of our results, we show that the maximum likelihood parameter estimates are statistically different from the calibrated values used in the literature. Moreover, the UCSV forecast performance is shown to be superior in comparison to AR(1) models and to the random walk. The remainder of this article is organized as follows. In Section 2, we describe the model and some of its properties, in Section 3 we present the estimation procedure, Section 4 compares the estimation procedure with the particle filter, and compares the out-of-sample forecast performance of the estimated model compared to benchmarks, and Section 5 concludes with some final remarks.

## 2 The model

Inflation forecasting is important to reduce uncertainty and facilitate decision making. However, the behavior of inflation has changed over time, compromising its predictability. In order to capture these changes, SW proposed a model which allows for changes in inflation dynamics and suggesting that inflation forecast could be improved. This model decomposes inflation into a stochastic trend component ( $\tau_t$ ), which is the conditional mean of inflation, and a temporary shock ( $\eta_t$ ), where the variance of both components follow a random-walk stochastic volatility process. More specifically:



$$\pi_t = \tau_t + \eta_t, \quad (1)$$

$$\eta_t = \sigma_{\eta,t} \zeta_{1,t}, \quad (2)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_{\varepsilon,t} \zeta_{2,t}; \quad \zeta_t \sim iidN(0, I_2), \quad (4)$$

$$\ln \sigma_{\eta,t}^2 = \ln \sigma_{\eta,t-1}^2 + v_{1,t}, \quad (5)$$

$$\ln \sigma_{\varepsilon,t}^2 = \ln \sigma_{\varepsilon,t-1}^2 + v_{2,t}; \quad v_t \sim iidN(0, \gamma I_2). \quad (6)$$

Due to its characteristics, the model was labeled as the unobserved components stochastic volatility (UCSV) model. This is a generalization of the well-known local-level state space model, where the variances follow a stochastic volatility. Equation (1) characterizes the measurement equation and equations (3), (5) and (6) represent the state transition equations. The model features a single parameter,  $\gamma$ , which controls the variance of both stochastic volatility processes. Differently from [Stock & Watson \(2006\)](#), who calibrated  $\gamma$  based on the full sample, here we propose an efficient estimation procedure that allows the estimation of this parameter.

## 2.1 Statistical properties of the UCSV model

It is interesting to examine some statistical properties of the UCSV model. First, as its trend component follows a random walk, the model is non-stationary. However, in small samples it can mimic stationary process very well depending on the volatilities of the non-stationary component  $\tau_t$  and of the stationary component  $\eta_t$ .

As shown by [Stock & Watson \(2006\)](#), another important characteristic of the UCSV specification is its equivalence to a integrated moving average (IMA) process with time-varying parameter,

$$\Delta\pi_t = (1 - \theta_t L)a_t, \quad (7)$$

where  $a_t$  is serially uncorrelated with mean zero and  $L$  is the lag operator. The stochastic volatilities in the UCSV model imply that the moving average coefficient  $\theta_t$  is time-varying. The IMA model was successfully used by [Nelson & Schwert \(1977\)](#) to forecast inflation in the 70s.

The statistical properties of the model to be discussed next have important implications for its ability to account for structural changes and to forecast inflation. The model capability to mimic stationary and non-stationary processes is one of its main advantages in forecasting inflation. This property can be viewed examining the autocorrelation of the changes in inflation:

$$\Delta\pi_t = \Delta\tau_t + \Delta\eta_t = \varepsilon_t + \eta_t - \eta_{t-1}, \quad (8)$$

this is a first order moving average process with a negative coefficient, thus its first order autocorrelation function will be negative, while higher order autocorrelations will be zero. Moreover, the autocorrelation of  $\Delta\pi_t$  depends on the variances of the components, thus the presence of stochastic volatility makes it time-varying:

$$\rho_{\Delta\pi} = \frac{-\sigma_{\eta,t}^2}{2\sigma_{\eta,t}^2 + \sigma_{\varepsilon,t}^2}. \quad (9)$$

Note that  $-0.5 \leq \rho_{\Delta\pi} \leq 0$  and whenever  $\sigma_{\varepsilon,t}$  is large relative to  $\sigma_{\eta,t}$ ,  $\rho_{\Delta\pi}$  is close to zero, implying that  $\pi_t$  is highly autocorrelated. On the other hand, whenever  $\sigma_{\eta,t}$  is large compared to  $\sigma_{\varepsilon,t}$ ,  $\rho_{\Delta\pi}$  is close to  $-0.5$ . Thus, in finite samples, the autoregressive coefficient in an AR(1) regression for the level of inflation will vary depending on the ratio  $\sigma_{\varepsilon}/\sigma_{\eta}$ . Following [Cecchetti et al. \(2007\)](#), we performed a Monte Carlo exercise where we run the following regression:

$$\pi_t = \alpha + \rho_{\pi}\pi_{t-1} + \lambda_t. \quad (10)$$

For a chosen value of  $\sigma_{\varepsilon}/\sigma_{\eta}$ , 5000 samples with 100 observations were drawn

from the data generating process (1)-(6) and 5000 estimates of  $\rho_\pi$  were computed. Figure 1 shows the median, and the 10<sup>th</sup> and 90<sup>th</sup> percentile of  $\rho_\pi$  for values of  $\sigma_\varepsilon/\sigma_\eta$  ranging from 0.005 to 2.5. From Figure 1 it is clear that the DGP (1)-(6) can mimic positively correlated autoregressive process and even white noises in finite samples depending on the ratio  $\sigma_\varepsilon/\sigma_\eta$ . Thus, the presence of stochastic volatilities adds a lot of flexibility to this model.

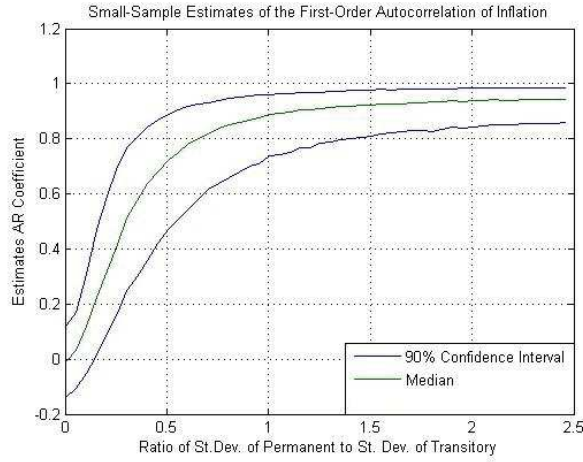


Figure 1: Finite sample estimates of the first-order autoregressive coefficient of inflation.

Another property of the model is that its optimal forecast is equal to the current value of the trend component regardless of the horizon:

$$E_t \pi_{t+k} = \tau_{t|t}, \quad (11)$$

where  $\tau_{t|t} = E_t \tau_t$  is the filtered value of the unobserved component  $\tau_t$  and depends on  $t$ , but not on the forecast horizon. This is linked to the concept of anchoring of expectations and it is relatively insensitive to the arrival of new information. Rather, agents appear to stick to their long-run reference of inflation when making their forecasts (see, for example [Mishkin 2007](#)).

### 3 Estimation strategy

The presence of stochastic volatilities both in the measurement equation (1) as well as in the transition equation (3) implies that the state space model is nonlinear. Therefore, the integrals over the unobservable state variables do not possess analytical solutions and the Kalman filter is not applicable. In these cases, the integrals in the expression for the likelihood function of the model have to be approximated numerically. Here we use the Efficient Importance Sampling method (EIS henceforth) proposed by [Richard & Zhang \(2007\)](#) to approximate these integrals via Monte Carlo (MC) integration.

#### 3.1 Efficient Importance Sampling

Efficient Importance Sampling is a simple, generic and highly accurate MC procedure for the evaluation of high dimensional integrals. It is based upon a sequence of auxiliary regressions that can be linear under appropriate conditions. Consider the evaluation of a functional integral

$$G(\gamma) = \int_{X(\gamma)} \varphi(x; \gamma) dx, \quad (12)$$

where  $\gamma$  is a vector of parameters,  $\varphi = g(x; \gamma)p(x; \gamma)$  such that  $g$  is a function which is integrable with respect to a density  $p(x; \gamma)$  with support  $X(\gamma)$ . In our case,  $G(\gamma)$  can be seen as the likelihood function and  $x = \{\tau_t, \sigma_{\eta_t}, \sigma_{\varepsilon_t}\}_{t=0}^T$  as the vector of unobserved variables. Importance sampling implies that it is possible to rewrite (12) using an auxiliary density  $m(x|\alpha)$ :

$$G(\gamma) = \int_{X(\gamma)} \varphi(x; \gamma) dx = \int_X \frac{\varphi(x; \gamma)}{m(x; \alpha)} m(x; \alpha) dx \quad (13)$$

and  $G(\gamma)$  can be estimated as

$$\hat{G}(\gamma) = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S \frac{\varphi(\tilde{x}^i; \gamma)}{m(\tilde{x}^i; \alpha)}, \quad (14)$$

where  $\{x^i\}_{i=1}^S$  denotes a set of i.i.d. random draws from  $m(x; \alpha)$ , the importance sampler, and  $\alpha$  is a set of auxiliary parameters. Under weak regularity conditions, this simulator will converge to  $G(\gamma)$  almost surely as  $S$  goes to infinity (see, for example, Geweke 1996). Although unbiased, the MC sampling variance of  $\phi$  on  $m$  can be large for naive choices of  $m$  and accurate MC estimation of  $G$  may require prohibitively large numbers of draws. The MC sampling variance of the ratio  $\phi/m$  on  $m$  is given by

$$\widehat{V}(\alpha; \gamma) = \frac{1}{S} \int_{X(\gamma)} \left[ \frac{\phi(x; \gamma)}{m(x; \alpha)} - G(\gamma) \right]^2 m(x; \alpha) dx. \quad (15)$$

The tails of  $m$  must not decay faster than the tails of  $\phi$  in order to ensure that (15) is finite. Moreover, (15) makes clear that to avoid large variance,  $m$  should mimic  $\phi$  as well as possible, minimizing variations of the ratio  $\phi/m$ . The EIS strategy is thus to construct a density kernel  $k(x; \alpha)$  that can mimic  $\phi(x; \gamma)$  in shape and with tails that do not decay faster than the ones from  $\phi(x; \gamma)$ . In addition, the integrating constant  $\chi(\alpha) = \int k(x; \alpha) dx$  should have a known analytical form.

The selection of a class of auxiliary samplers is problem specific, the EIS principle then addresses the problem of selecting a (near) optimal  $\alpha(\gamma)$  within the chosen class. This is done solving the following least-squares problem:

$$\widehat{\alpha} = \arg \min_{\alpha} \sum_{i=1}^S [\ln \phi(x^i; \gamma) - c_t - \ln k(x^i; \alpha)]^2 g(x^i; \gamma), \quad (16)$$

where  $\{x^i\}_{i=1}^S$  are draws from an initial sampler  $p(x|\alpha_0)$  and  $c_t$  accounts for missing constants. Note that the fact that the initial sampler depends itself upon  $\alpha$ , imply that we need to compute a converging sequence of least-square problems given by:

$$\widehat{\alpha}_{k+1} = \arg \min_{\alpha} \sum_{i=1}^S [\ln \phi(x^i; \gamma) - c_t - \ln k(x^i; \widehat{\alpha}_k)]^2 g(x^i; \gamma). \quad (17)$$

Once  $\hat{\alpha}_k$  has converged to a fixed value, we can draw  $\{x^i(\hat{\alpha})\}_{i=1}^S$  from  $m(x; \alpha) = k(x; \hat{\alpha})/\chi(\hat{\alpha})$  and compute (14).

In order to ensure the smoothness of (17) for different values of  $\gamma$ , we use the common random number technique, where all successive sequences of *i.i.d.* draws  $\{x^{i,k}\}_{i=1}^S$  are generated as non-stochastic transformations of a single set of random draws  $\{u^i\}_{i=1}^S$  (see, for example, [Richard & Zhang 2007](#)).

### 3.2 Sequential EIS

However, in high dimensional problems the least-squares problem in (16) is unfeasible and needs to be replaced by a sequence of lower dimensional optimization problems. The following factorization is developed in [Richard & Zhang \(2007\)](#):

$$\varphi(\underline{x}_T; \gamma) = \prod_{i=1}^T \varphi_t(x_t | \gamma) = \prod_{t=1}^T g_t(x_t; \gamma) p_t(x_t | x_{t-1}; \gamma), \quad (18)$$

where  $\underline{x}_T = \{x_1, \dots, x_T\}$ . Now draws  $\{\{x_t^i\}_{t=1}^T\}_{i=1}^S$  from the transition densities (the natural samplers)  $p_t(x_t | x_{t-1}; \gamma)$ , can be taken to solve the following backward sequence of low dimensional least-squares problem going from  $T$  to 1

$$\hat{\alpha}_t^{k+1} = \arg \min_{\alpha_t} \sum_{i=1}^S \left[ \ln \left( \varphi_t(x_t^i; \gamma) \cdot \chi_{t+1}(x_t^i; \hat{\alpha}_{t+1}^k) \right) - c_t - \ln k(x_t^i; \hat{\alpha}_t^k) \right]^2 g(x_t^i; \gamma) \quad (19)$$

where we transfer the integrating constant  $\chi_{t+1}(x_t^i; \hat{\alpha}_{t+1})$  back to period's  $t$  problem achieving a smoother effect, and  $\chi_{T+1}(x_T^i) = 1 \forall i$ . Therefore, (19) selects the  $\hat{\alpha}_t$  that minimizes the distance between  $\varphi_t(x_t^i; \gamma) \chi_{t+1}(x_t^i; \hat{\alpha}_{t+1})$  and  $k(x_t^i; \alpha_t)$ . Note that the EIS approximations constitute a global approximation, as they are obtained through the solution of a least squares problem on the full support  $X(\gamma)$  of  $\varphi$ .



The final EIS sampler is given by

$$m(\underline{x}_T; \hat{\alpha}) = \prod_{t=1}^T m(x_t; x_{t-1}; \hat{\alpha}_t) = \prod_{t=1}^T \frac{k_t}{\chi_t} = \frac{1}{\chi_1} \prod_{t=1}^T \frac{k_t}{\chi_{t+1}}. \quad (20)$$

which shows that if all the  $k_t/\chi_{t+1}$  mimic  $\phi_t$ , then  $m(\underline{x}_T; \hat{\alpha})$  will also mimic  $\phi(x_T|\gamma) = \prod_{t=1}^T \phi_t$ .

### 3.3 Rao-Blackwellized EIS

It is possible to exploit the structure of the state space model in (1)-(6) to take advantage of the conditional linearity of it. Note that given the two stochastic volatilities, the model is a traditional linear and Gaussian local level model (see, for example, [Durbin & Koopman 2012](#), Chapter 2). Thus, it is possible to analytically integrate out the trend component  $\tau$  using the Kalman filter, reducing the Monte Carlo variation of the already optimized likelihood estimator even further. This procedure is known as Rao-Blackwellization as it is an implication of the Rao-Blackwell Theorem (e.g., see [Robert & Casella 2005](#), p. 130).

In the context of the UC-SV model, (18) for a given period  $t$  can be written as:

$$g(\pi_t|x_t;\gamma)p(x_t|x_{t-1};\gamma), \quad (21)$$

where  $g(\pi_t|x_t;\gamma)$  is the measurement density represented in (1), and  $p(x_t|x_{t-1};\gamma)$  is the trivariate transition density implied by (3), (5) and (6). Equation (21) can be decomposed as:

$$g(\pi_t|\tau_t, \sigma_t;\gamma)p(\tau_t|\sigma_t, x_{t-1};\gamma)p(\sigma_t|\sigma_{t-1};\gamma), \quad (22)$$

where  $\sigma_t = [\sigma_{\eta_t}, \sigma_{\varepsilon_t}]$ . Note that given  $\sigma_t$ ,  $\tau_t$  can be integrated out of (22) using the Kalman filter, yielding

$$g^*(\pi_t|\sigma_t)p(\sigma_t|\sigma_{t-1};\gamma), \quad (23)$$

where  $g^*(\pi_t|\sigma_t) \sim N(\tau(\sigma_t)_{t|t-1}, P(\sigma_t)_{t|t-1} + \sigma_{\eta_t}^2)$ . The predicted value of  $\tau$  conditional on  $\sigma_t$ ,  $\tau(\sigma_t)_{t|t-1}$ , as well as its variance  $P(\sigma_t)_{t|t-1}$  can be computed via the Kalman filter for each value of  $\sigma_t$ .

Choosing the Gaussian class of importance samplers and exploiting the fact that Gaussian kernels are closed under multiplication, we can parameterize the kernel of the importance sampling density of period  $t$  as:

$$k(\sigma_t; \alpha_t) = p(\sigma_t|\sigma_{t-1}; \gamma) \xi(\sigma_t; \alpha_t), \quad (24)$$

where  $\xi(\sigma_t, \alpha_t)$  is a Gaussian kernel given by  $\xi(\sigma_t, \alpha_t) = \exp(\sigma_t B_t + \sigma_t C_t \sigma_t')$  and  $\alpha_t = \{B_t, C_t\}$ . Since the transition density  $p(\sigma_t|\sigma_{t-1}; \gamma)$  appears both in the importance sampler and in the target integrand (23), it cancels out in the sequence of EIS optimizations, simplifying (19) to an ordinary least square problem:

$$\hat{\alpha}_t^{k+1} = \arg \min_{\alpha_t} \sum_{i=1}^S \left[ \ln g^*(\pi_t|\sigma_t) \cdot \chi_{t+1}(\sigma_t^i|\hat{\alpha}_{t+1}^k) - c_t - \sigma_t^i \hat{B}_t^k - \sigma_t^i \hat{C}_t^k \sigma_t^{i'} \right]^2. \quad (25)$$

The optimized vector of auxiliary parameters  $\hat{\alpha}$  allow us to compute the EIS sampler as in (20), which is a global approximation to the target integrand (23). The likelihood integral can then be estimated as

$$\hat{L}(\gamma; \pi_{1:T}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \prod_{t=1}^T \left[ \frac{g^*(\pi_t|\sigma_t^i) \chi_{t+1}(\sigma_t^i|\hat{\alpha}_{t+1}^k)}{\xi(\sigma_t^i, \hat{\alpha}_t)} \right] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \prod_{t=1}^T w_t^i. \quad (26)$$

After  $\gamma$  has been estimated based on (26), it is possible to obtain smoothed values of the unobserved components using the normalized importance weights

$$\bar{w}_t^{(i)} = \frac{w_t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N w_t^{(i)}}, \quad \text{where } w_t^i = \left[ \frac{g^*(\pi_t|\sigma_t^i) \chi_{t+1}(\sigma_t^i|\hat{\alpha}_{t+1}^k)}{\xi(\sigma_t^i, \hat{\alpha}_t)} \right] \quad (27)$$

A smoothed estimate of the trend component can be estimated as:

$$E[\tau_t | \pi_{1:T}] \approx \sum_{i=1}^N \bar{w}_t^{(i)} \tau(\sigma_t^i)_t. \quad (28)$$

## 4 Results

The UCSV model was used to forecast inflation of the G7 countries and its predictive power was measured by the root mean square error (RMSE) in comparison to an autoregressive model. The predictions were computed out of the sample based on an expanding window starting from the first quarter of 1990. Moreover, smoothed estimates of the unobserved components are used to shed light on the evolution of the inflation processes of these countries in the last decades.

We estimated the UCSV model using time series of inflation for the G7 countries. The series used are the quarterly consumer price index (CPI) running from the second quarter 1955 to the last quarter of 2012 for all countries, totaling 231 observations. The series were obtained from the OCDE statistics database. The maximum likelihood estimation and state smoothing were performed using the Rao-Blackwellized sequential EIS procedure described in the last session. Table 1 shows the parameter estimates for all countries in the sample, together with their statistical and MC standard errors.

The estimation results presented in Table 1 showed that the estimated values of the parameter vary a lot from country to country and are all between 0.03 and 0.11. Moreover, it is observed that the estimated value for the countries were lower and statistically different from 0.2, the value set by SW for the US and by [Cecchetti et al. \(2007\)](#) for all G7 countries.

After estimating the parameters, the EIS procedure was used to obtain smoothed estimates of the state variables. It is observed from Figure 2 that the volatility of the trend component showed an increase in the 70's and early 80 for all countries except Japan and Germany. After that, trend volatility is reduced to levels even lower than before the Great Inflation of the 70's and remained in those lev-

Table 1: Estimation Results

|         | Parameter ( $\gamma$ )   | Log-Likelihood |
|---------|--------------------------|----------------|
| Canada  | 0.0822 (0.0368) [0.0098] | −209.4394      |
| France  | 0.1107 (0.0440) [0.0099] | −180.9287      |
| Germany | 0.0322 (0.0202) [0.0014] | −193.3220      |
| Italy   | 0.0891 (0.0355) [0.0088] | −201.3819      |
| Japan   | 0.0633 (0.0312) [0.0018] | −282.5239      |
| U.K.    | 0.0937 (0.0380) [0.0027] | −203.1276      |
| U.S.    | 0.1010 (0.0381) [0.0058] | −162.0727      |

Note: Values in parenthesis denote statistical standard errors, while values in brackets are MC standard errors based on 30 different sets of CRN. The MC sample size used in each EIS estimation was 300.

els ever since. It is noteworthy that the 2008 crisis did not affect this component of inflation in any of the countries. As for the volatility of the transitory innovations, Figure 3, they displayed a moderate rise in the early 80s, when the volatility started to be transferred from the trend to the transitory shock. Estimates for the 90s, the decade of the Great Moderation, show a reduction in the volatility of the trend and shock, what is consistent with price stability over the period. However, since the 2000s the volatility of the transitory component has increased, and the recent financial crisis strongly affected this part of the volatility, especially in the U.S.

Figure 4 shows the plots of the autocorrelation of the first difference of the inflation. They indicate that during the Great Inflation of the 70s, inflation approached a unit root process in all countries except Germany and Japan, countries well known for the strong control of inflation. Finally, the plots of inflation and its estimated trend, Figure 5 (in appendix), highlights the fact that the inflation of the 70s was caused predominantly by the trend component. In that period, the trend was very close to the estimated inflation in all countries, except in those already mentioned above. After this period, and especially more recently, the fluctuation in inflation has been largely caused by the transitory shock.

More specifically, the UC-SV model explains the persistence of inflation dur-

ing the 70s via a high volatility in the trend component in comparison to the volatility of the transitory component. As shown in the Monte Carlo experiment in Figure 1, this allows the model to mimic the behavior of a unit root process. On the other hand, fluctuations in inflation after this period, particularly during the recent financial crisis, are characteristic of stationary processes and the UC-SV model explain this feature via a reduction in the volatility of the trend component and a rise in the volatility of the transitory component, allowing the model to replicate the behavior of a stationary time series.

The likelihood integral of the UC-SV model can also be estimated by the Rao-Blackwellized particle filter (PF) (see [Creal 2009](#), for more details on this version of the standard particle filter). The importance density used by this filter is usually the transition density, thus the likelihood estimate has the following simplified form:

$$\hat{L}(\gamma, \pi_{1:T}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ \prod_{t=1}^T g^*(\pi_t | \sigma_t^i, \gamma) \right\} \quad (29)$$

However, as it is going to be shown bellow, the likelihood estimate of particle filters are discontinuous functions of parameter estimates, rendering as problematic maximum likelihood estimation based on numerical derivative methods (see, for example, [DeJong et al. 2013](#), for problems related to the particle filter).

#### 4.0.1 Likelihood profile

To illustrate the differences between the Rao-Blackwellized sequential EIS procedure used in this paper and the Rao-Blackwellized Particle Filter, the following exercises were performed: a Monte Carlo study to compute the MC variance of each likelihood estimator; and the computation of the likelihood profile around the maximum likelihood value, which evidences the undesirable likelihood discontinuity of particle filters.

The results of the Monte Carlo study are presented in Table 2. The experiment was based on 30 different likelihood evaluations based on different sets of CRNs and the value of the parameter was fixed in its maximum likelihood estimate de-

scribed in Table 1. The Monte Carlo sample size was 300 for the EIS procedure and 5,000 for the particle filter. Standard deviation of the log-likelihood estimates are small when compared to their average value in both cases, although the Monte Carlo sample size of the EIS procedure is more than 15 times smaller, highlighting the accuracy of the EIS procedure with respect to the particle filter.

Table 2: Monte Carlo Experiment Results

|         | RB-EIS    |        | RB-PF     |        |
|---------|-----------|--------|-----------|--------|
|         | Mean      | Std.   | Mean      | Std.   |
| Canada  | −208.9652 | 0.2133 | −208.8289 | 0.2038 |
| France  | −180.7666 | 0.3139 | −180.4073 | 0.2454 |
| Germany | −193.3902 | 0.0966 | −193.4021 | 0.1520 |
| Italy   | −201.3218 | 0.4063 | −200.9770 | 0.2079 |
| Japan   | −282.4148 | 0.1128 | −282.4083 | 0.1898 |
| U.K.    | −203.3067 | 0.1902 | −203.4005 | 0.1752 |
| U.S.    | −161.9216 | 0.2253 | −161.5717 | 0.2309 |

The second experiment compares the behavior of the log-likelihood function for different parameter values using the EIS procedure and the PF. A grid of parameter values containing the maximum likelihood estimate was constructed and the likelihood function was evaluated at those values using the same set of CRNs for each filter. Again, the Monte Carlo sample size was 300 in the EIS case and 5,000 for the PF. The log-likelihood cut presented in Figure 6 shows that the function estimated by the Rao-Blackwellized sequential EIS is smooth with respect to the parameter of the model and strictly convex, while PF estimate is a discontinuous function of the parameters, which would hinder optimization based on numerical gradients.

#### 4.0.2 Out-of-sample forecasting

This section presents results on the out-of-sample predictive power of the UC-SV model in comparison to the first order autoregressive model, labeled AR(1), the random walk (RW) . The comparison will also be made with the local level



model (LL) and the UCSV with  $\gamma$  fixed equal to 0.2. The estimation is done through an expanding window starting in the first quarter of 1990. Forecasts are computed for 1,2 and 4 steps ahead and are all evaluated on the basis of the root mean square error (RMSE). Differences in RMSE of competing models will be compared on the basis of the Diebold-Mariano test for the non-nested models, and (n.d.) test for the local level model. Table 2 (in appendix) confirms the expectation that the UC-SV model would be a good forecasting model and shows that the RMSE for the UC-SV is always smaller than the one for the competing models. Results on the Diebold-Mariano test show that these differences are very often statistically significant.

## 5 Conclusions

This paper proposes the use of the UC-SV model of [Stock & Watson \(2006\)](#) to forecast inflation of G7 countries. The model breaks down inflation into a permanent and a transitory component, where the variance of both components follow a stochastic volatility process. It is argued that this specification is robust to changes in the inflation process observed in the last decades, making it a strong candidate to forecast inflation of different countries.

However, parameter estimation and filtering in UCSV is complicated because of the stochastic volatility and until now its unique parameter has only been calibrated and never estimated. Here we propose an estimation procedure based on Efficient Importance Sampling of by [Richard & Zhang \(2007\)](#) together with a Rao-Blackwellization step to efficiently estimate the parameter of the UC-SV model. The procedure is fast and provides continuous likelihood approximations, facilitating numerical optimization of the log-likelihood function.

Results shows that the maximum likelihood parameter estimates are statistically different from the calibrated values used in the literature. Moreover, the UC-SV forecast performance is shown to be superior to AR(1) models and to the random walk.

## References

(n.d.).

Atkeson, A. & Ohanian, L. E. (2001), ‘Are phillips curves useful for forecasting inflation?’, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* (25:1), 2–11.

Bernanke, B. (2007), ‘Inflation expectations and inflation forecasting’, *Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research* .

Cecchetti, S., Hooper, P., Kasman, B., Schoenholtz, K. & Watson, M. (2007), ‘Understanding the evolving inflation process’, *US Monetary Policy Forum* .

Creal, D. (2009), ‘A survey of sequential monte carlo methods for economics and finance’, *Working Paper, University of Chicago* .

DeJong, D., Dharmarajan, H., Liesenfeld, R., Moura, G. V. & Richard, J. (2013), ‘Efficient likelihood evaluation of state-space representations’, *Review of Economic Studies* **80**(2)(283), 538–567.

Durbin, J. & Koopman, S. J. (2012), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press.

Geweke, J. (1996), Monte carlo simulation and numerical integration, in H. M. Amman, D. A. Kendrick & J. Rust, eds, ‘Handbook of Computational Economics, vol. I’, Elsevier.

Golob, J. (1994), ‘Does inflation uncertainty increase with inflation?’, *Economic Review* **3**.

Mishkin, F. (2007), ‘Inflation dynamics’, *National Bureau of Economic Research, Working Paper 13147* .

- Nelson, C. R. & Schwert, G. W. (1977), ‘Short-term interest rates as predictors of inflation: On testing the hypothesis that the real rate of interest is constant’, *American Economic Review* **67**.
- Richard, J. & Zhang, W. (2007), ‘Efficient high-dimensional importance sampling’, *Journal of Econometrics* **141**(2), 1385–1411.
- Robert, C. P. & Casella, G. (2005), *Monte Carlo Statistical Methods*, Springer.
- Stock, J. & Watson, M. (2006), ‘Why has u.s. inflation become harder to forecast’, *Journal of Money, Credit and Banking* **39**(1).

Table 2: Forecasting Results

| Country | h | Root Mean Squared Error |                           |                           | LL                  | UCSV(0.2)                 |
|---------|---|-------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------|---------------------------|
|         |   | UCSV                    | AR(1)                     | RW                        |                     |                           |
| US      | 1 | 0.6248                  | 0.6960<br>−2.1802(0.0292) | 0.7711<br>−2.1936(0.0282) | 0.6569<br>−1.6262** | 0.6227<br>0.9154(0.4074)  |
|         | 2 | 0.6521                  | 0.8338<br>−2.2675(0.0233) | 1.0149<br>−2.2052(0.0274) | 0.7046<br>−1.5005** | 0.6530<br>−0.3710(0.0991) |
|         | 4 | 0.6169                  | 0.6438<br>−1.1139(0.2652) | 0.7358<br>−1.3061(0.1914) | 0.6197<br>−0.3281   | 0.6144<br>1.3524(0.4990)  |
| Country | h | UCSV                    | AR(1)                     | RW                        | LL                  | UCSV(0.2)                 |
| France  | 1 | 0.3751                  | 0.5168<br>−8.0453(0.0000) | 0.5111<br>−4.7424(0.0000) | 0.4036<br>−3.0503** | 0.3744<br>1.1843(0.4905)  |
|         | 2 | 0.3713                  | 0.6095<br>−7.4372(0.0000) | 0.5187<br>−3.6632(0.0002) | 0.4021<br>−1.9317** | 0.3701<br>1.1996(0.4140)  |
|         | 4 | 0.3660                  | 0.7600<br>−7.6221(0.0000) | 0.4014<br>−0.9725(0.3307) | 0.3752<br>−0.6546   | 0.3652<br>1.3056(0.3814)  |
| Country | h | UCSV                    | AR(1)                     | RW                        | LL                  | UCSV(0.2)                 |
| Canada  | 1 | 0.6125                  | 0.6847<br>−2.7382(0.0064) | 0.7564<br>−3.2833(0.0010) | 0.6099<br>0.3229    | 0.6023<br>1.2243(0.4923)  |
|         | 2 | 0.6397                  | 0.7931<br>−3.1202(0.0018) | 0.9429<br>−2.9575(0.0031) | 0.6297<br>0.8417*   | 0.6247<br>1.3720(0.1486)  |
|         | 4 | 0.6273                  | 0.7399<br>−3.1959(0.0013) | 0.7402<br>−1.8578(0.0631) | 0.6156<br>0.7564*   | 0.6214<br>0.4643(0.1339)  |

Note: Forecasts are computed using an expanding window initially ending in 1990-1, yielding 48, 47 and 44

out-of-sample forecasts for  $h = 1, 2, 4$ , which are used to compute the Diebold-Mariano test statistics and their p-values.

LL is the local level model. \* and \*\* means statistical significance at 5% e 10% respectively for the (n.d.) test

| Country | h | Root Mean Squared Error |                            |                           |                     | UCSV(0.2)                 |
|---------|---|-------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------|---------------------------|
|         |   | UCSV                    | AR(1)                      | RW                        | LL                  |                           |
| Italy   | 1 | 0.3334                  | 0.3622<br>−2.0810(0.0374)  | 0.3372<br>−0.3095(0.7568) | 0.3201<br>1.2441*   | 0.3345<br>−0.6896(0.4356) |
|         | 2 | 0.3825                  | 0.5135<br>−5.8761(0.0000)  | 0.4558<br>−4.2417(0.0000) | 0.3632<br>1.9204**  | 0.3760<br>1.0875(0.0494)  |
|         | 4 | 0.3652                  | 0.6407<br>−5.8090(0.0000)  | 0.3856<br>−1.0236(0.3088) | 0.3677<br>0.2600    | 0.3604<br>1.0216(0.0260)  |
| Country | h | UCSV                    | AR(1)                      | RW                        | LL                  | UCSV(0.2)                 |
| Japan   | 1 | 0.5525                  | 0.7835<br>−7.3017(0.0000)  | 0.8309<br>−4.0974(0.0000) | 0.5442<br>2.0186**  | 0.5525<br>−0.0032(0.4992) |
|         | 2 | 0.5182                  | 0.8430<br>−8.2177(0.0000)  | 0.6171<br>−1.6469(0.0995) | 0.5226<br>−0.6740   | 0.5163<br>0.5651(0.2932)  |
|         | 4 | 0.5100                  | 1.0096<br>−10.1872(0.0000) | 0.5437<br>−0.7130(0.4758) | 0.5205<br>−2.8927** | 0.5059<br>1.3093(0.1128)  |
| Country | h | UCSV                    | AR(1)                      | RW                        | LL                  | UCSV(0.2)                 |
| UK      | 1 | 0.2324                  | 0.4714<br>−10.0210(0.0000) | 0.4886<br>−2.9199(0.0035) | 0.2287<br>0.3617    | 0.2313<br>0.7077(0.4872)  |
|         | 2 | 0.2215                  | 0.6942<br>−10.5686(0.0000) | 0.6091<br>−2.8001(0.0051) | 0.2264<br>−0.5505   | 0.2214<br>0.0592(0.2123)  |
|         | 4 | 0.2014                  | 0.9628<br>−12.0178(0.0000) | 0.8522<br>−3.3684(0.0007) | 0.2286<br>−2.5810** | 0.2012<br>0.1136(0.2546)  |

Note: Forecasts are computed using an expanding window initially ending in 1990-1, yielding 48, 47 and 44

out-of-sample forecasts for  $h=1, 2, 4$ , which are used to compute the Diebold-Mariano test statistics and their p-values.

LL is the local level model.\* and \*\* means statistical significance at 5% e 10% respectively for the (n.d.) test

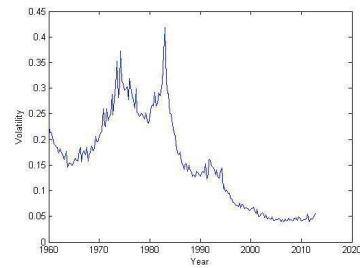
| Country | h | UCSV   | AR(1)           | RW              | LL       | UCSV(0.2)       |
|---------|---|--------|-----------------|-----------------|----------|-----------------|
| Germany | 1 | 0.4510 | 0.4816          | 0.5750          | 0.4504   | 0.4580          |
|         |   |        | −1.8475(0.0646) | −3.2554(0.0011) | 0.0238   | −1.0383(0.3496) |
|         | 2 | 0.4571 | 0.5023          | 0.5824          | 0.4567   | 0.4654          |
|         |   |        | −1.8680(0.0617) | −3.0496(0.0022) | 0.0212   | −1.3445(0.2612) |
|         | 4 | 0.4488 | 0.5248          | 0.4935          | 0.4662   | 0.4443          |
|         |   |        | −2.4571(0.0140) | −1.5756(0.1151) | −0.8068* | 0.8890(0.0505)  |

Note: Forecasts are computed using an expanding window initially ending in 1990-1, yielding 48, 47 and 44

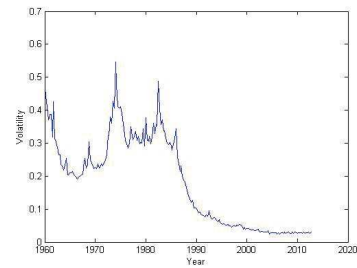
out-of-sample forecasts for  $h = 1, 2, 4$ , which are used to compute the Diebold-Mariano test statistics and their p-values.

LL is the local level model. \* and \*\* means statistical significance at 5% e 10% respectively for the (n.d.) test

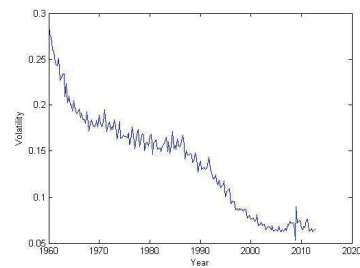




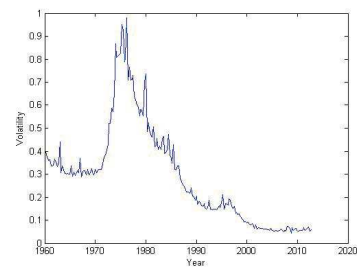
(a) Canada



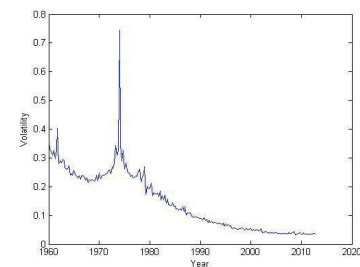
(b) France



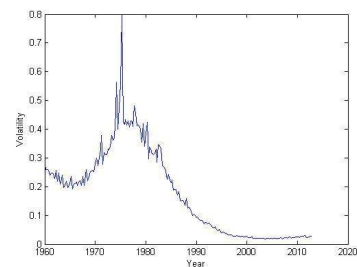
(c) Germany



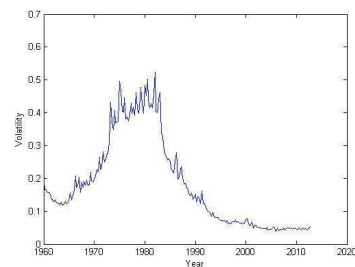
(d) Italy



(e) Japan

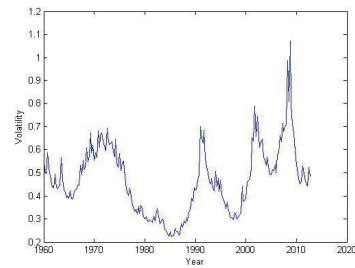


(f) UK

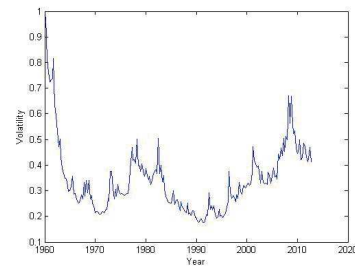


(g) US

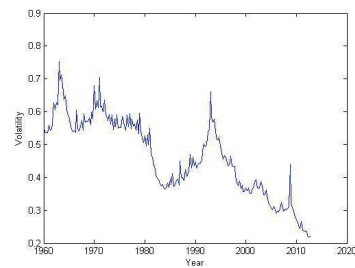
Figure 2: Trend Volatility



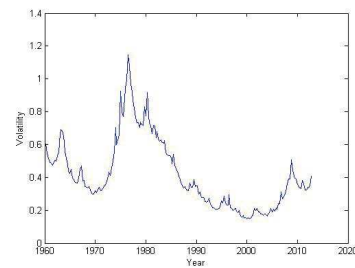
(a) Canada



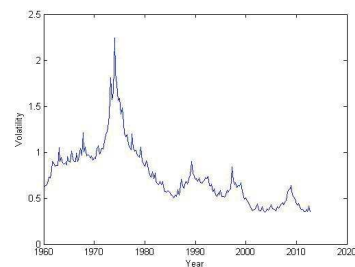
(b) France



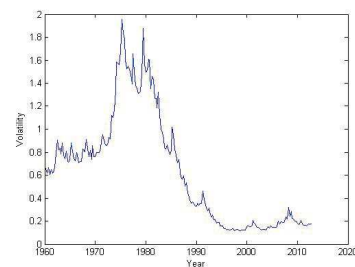
(c) Germany



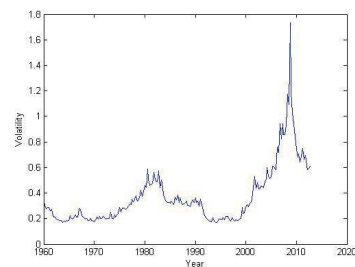
(d) Italy



(e) Japan

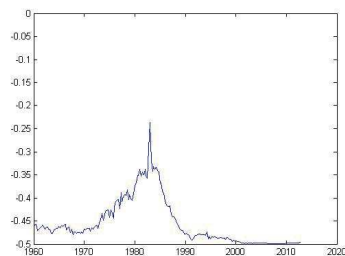


(f) UK

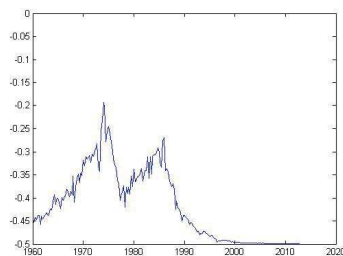


(g) US

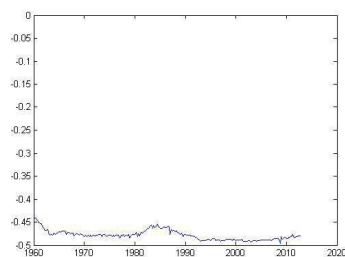
Figure 3: Transitory Volatility



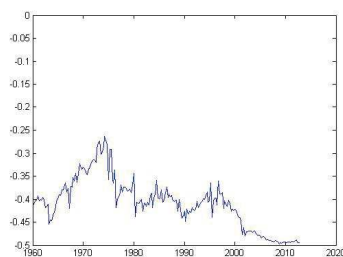
(a) Canada



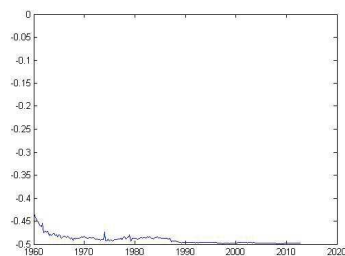
(b) France



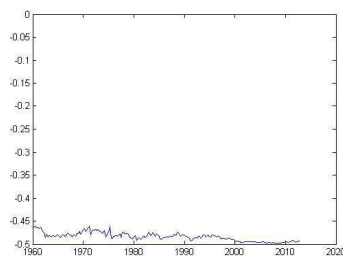
(c) Germany



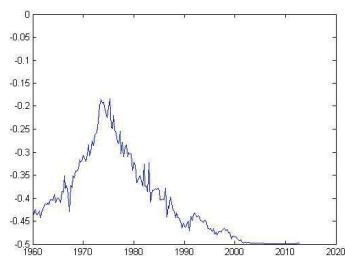
(d) Italy



(e) Japan

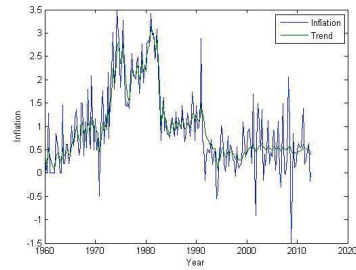


(f) UK

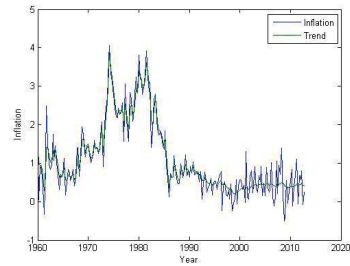


(g) US

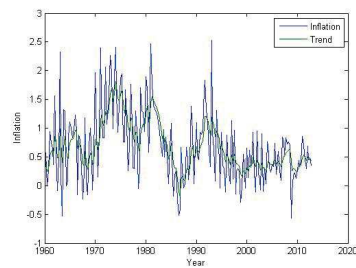
Figure 4: Autocorrelation of the First Difference of the Inflation



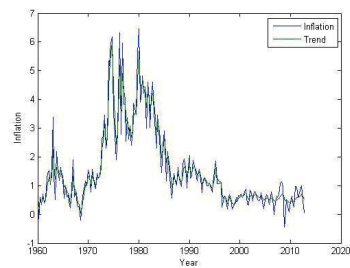
(a) Canada



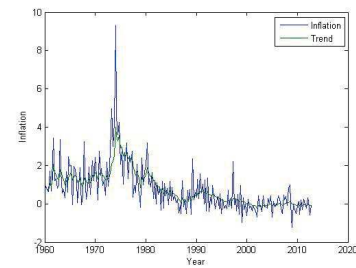
(b) France



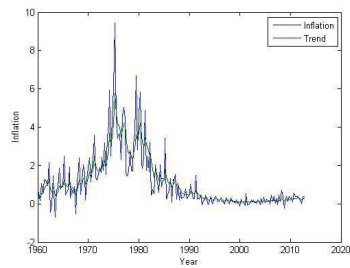
(c) Germany



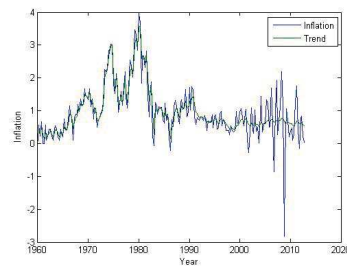
(d) Italy



(e) Japan

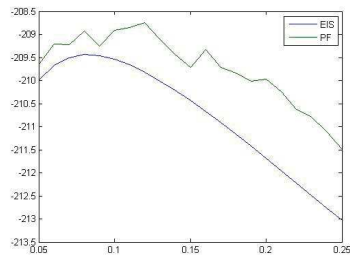


(f) UK

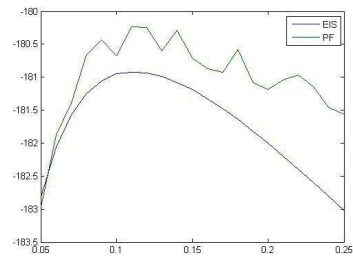


(g) US

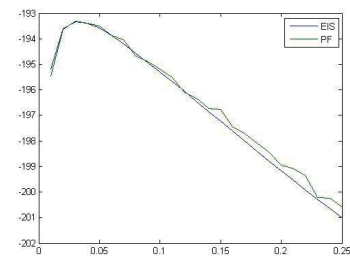
Figure 5: Inflation and its Estimated Trend



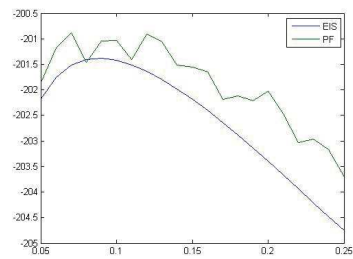
(a) Canada



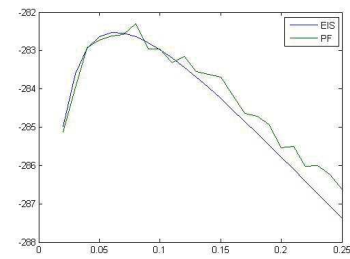
(b) France



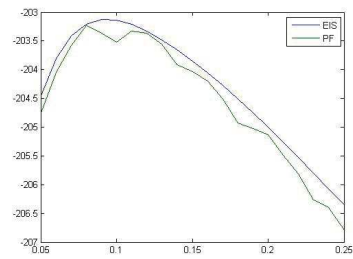
(c) Germany



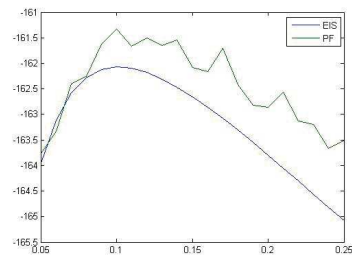
(d) Italy



(e) Japan



(f) UK



(g) US

Figure 6: Log-Likelihood Cuts

**The importance of credibility for the conduct of monetary policy and inflation control**  
Theoretical model and empirical analysis for Brazil under inflation targeting

Gabriel Caldas Montes \*  
Alexandre Curi \*\*

**Abstract**

This paper raises the following hypotheses: to the extent that the monetary authority successively reaches the inflation target and credibility increases, expectations will have more influence on inflation and, thus, the efforts of the monetary authority to reach the inflation target will decrease. Hence, the goal of this work is twofold: 1) a theoretical model is developed to show that when the monetary authority is committed to the goal of price stability, the gain of credibility not only acts by producing a better result in terms of inflation, but also it reduces the volatility of the basic interest rate, and; 2) based on the Brazilian economy, the article provides empirical evidence that the gain of credibility is crucial to reduce the volatility of the basic interest as well as the inflation rate. The findings suggest that credibility plays a key role for the conduct of monetary policy and inflation control.

**Keywords:** inflation targeting, credibility, interest rate, inflation

**JEL classification:** E43, E52, E58

---

\* Fluminense Federal University, Department of Economics, National Council for Scientific and Technological Development (CNPq), Brazil. Rua Tiradentes, 17, Ingá, Niterói, Rio de Janeiro, CEP: 24210-510. gabrielmontesuff@yahoo.com.br

\*\* Fluminense Federal University, Department of Economics, Rua Tiradentes, 17, Ingá, Niterói, Rio de Janeiro, CEP: 24210-510. alexandre.curi@yahoo.com



## **1. Introduction**

The seminal article of Kydland and Prescott (1977) served as theoretical framework for the development of studies about credibility of the monetary authority. Studies point that monetary policies will be more effective and the credibility will be improved, if the monetary authority strengthens its reputation and follows a strategy concerned to price stability (King, 2000; Romer, 2000; Taylor, 2000; Montes and Bastos, 2014).

In the 1990s, several countries have adopted inflation targeting in order to reduce inflation and keep it under control. The main goal of this regime is to create an environment of low and stable inflation and serve as a nominal anchor in the task of guiding inflation expectations to the inflation target. Thus, since expectations represent an important transmission channel, credibility plays a key role in this regime.

To the extent that the monetary authority successively reaches the inflation target and credibility increases, it is expected that the management of monetary policy will occur in a smooth way. Therefore, the hypothesis tested in the present study is that to the extent that the regime is strengthened, expectations will have more influence on inflation and, as a consequence, the efforts of the monetary authority to reach the inflation target will decrease. Therefore, a low credibility will lead to a greater effort on the part of the monetary authority to control inflation and thus tighter monetary policies will be required, leading to more volatility in the basic interest rate.

The lack of credibility is considered a serious problem faced by developing countries, particularly by those who have chosen the inflation targeting regime. This is because monetary austerity will be needed to control inflation, especially in times of inflationary pressure, which will bring adverse consequences for the economy as a whole. Brazil has adopted inflation targeting in order to protect the gains achieved with price stability. However, in the early periods after the implementation of the regime, the monetary authority had to act forcefully to control inflation, probably due to the still low credibility of the regime and the poor reputation of the policymakers.

Based on the above mentioned arguments, the goal of this work is twofold: 1) taking as reference the arguments presented by Kydland and Prescott (1977), a theoretical model is developed to show that when the monetary authority is committed to the goal of price stability, the gain of credibility not only acts by producing a better result in terms of inflation, but also it reduces the volatility of the basic interest rate and thus the effort of the monetary authority in the conduct of monetary policy, and; 2) based on the Brazilian economy, the article aims at providing empirical evidence that the gain of credibility is crucial to reduce the volatility of the basic interest as well as the inflation rate.

The article is organized as follows: the second section presents the theoretical model. The model contributes to the literature, since it demonstrates that credibility plays a crucial role not only for the task of making inflation expectations converge to the inflation target, but also to reduce the effort of the monetary authority in terms of monetary policy. The third section presents an empirical analysis, using ordinary least squares (OLS) and the generalized method of moments (GMM). Besides, a dynamic analysis through vector autoregressive (VAR) is done and impulse response functions are presented. The fourth section presents the conclusions of the work.

## **2. Theoretical model**

Under inflation targeting, the main instrument of monetary policy to control inflation is the short-term interest rate. In a context of inflation targeting, the monetary authority reacts to deviations of inflation from the target through changes in the basic interest rate.

Taking as reference the arguments presented by Kydland and Prescott (1977), a theoretical model is developed to show that when the monetary authority is committed to the goal of price stability, the gain of credibility not only acts by producing a better result in terms of inflation, but also it reduces the variations in the basic interest rate and thus the effort of the monetary authority in the conduct of monetary policy.

## 2.1 Monetary policy objectives

In order to determine the central bank's policy choice, it is important to specify its preferences. A standard formulation for the central bank's preferences is a quadratic loss function that depends on output and inflation, and takes the form:

$$L = \frac{1}{2} \{(\pi - \pi^*)^2 + \rho[y - (y_n + k)]^2\} \quad (1)$$

Where  $y$  is output,  $y_n$  is the economy's natural rate of output,  $\pi$  is the inflation rate and  $\rho$  is the relative weight that the monetary authority places on output gap relative to inflation stabilization. The key aspect of this loss function is the parameter  $k$ . The assumption is that the central bank desires to stabilize both output and inflation, inflation around the inflation target ( $\pi^*$ ) but output around  $(y_n + k)$ .

## 2.2 The Economy

The specification of the economy is quite simple. Aggregate output is given by a Lucas-type aggregate supply function of the form:

$$y = y_n + \beta(\pi - E[\pi]) + \vartheta \quad (2)$$

where  $E[\pi]$  is expected inflation and  $\vartheta$  is a random term corresponding to a supply shock. As is well known, this specification (sometimes called the new Keynesian Phillips curve) can be derived from underlying microeconomic foundations with a stochastic price adjustment mechanism of the Calvo (1983) form.

In turn, there is a negative relation between inflation and nominal interest rate variation (equation (3)). The nominal interest rate is assumed to be the central bank's policy instrument. Equation (3) shows that when  $\pi = \pi^*$  thus  $\Delta i = 0$ .  $\mu$  represents a random term (white noise).

$$\pi = \pi^* - \Delta i + \mu \quad (3)$$

The expectations from the private sector are assumed to be determined prior to the central bank's choice of interest rate variation. Thus, in setting  $\Delta i$ , the central bank will take  $E[\pi]$  as given. It is also assumed that the central bank can observe  $\vartheta$  (but not  $\mu$ ) prior to setting  $\Delta i$ .

The model presents the following sequence of events: first, the private sector sets its inflation expectations; then the supply shock  $\vartheta$  is realized; due to the fact that expectations have already been determined, they do not respond to the realization of  $\vartheta$ . However, the monetary authority can respond, and, therefore, the policy instrument ( $\Delta i$ ) is set after the central bank has observed the supply shock ( $\vartheta$ ). The random shock ( $\mu$ ) is then realized, and actual inflation and output are determined.

## 2.3 Equilibrium

It is considered that the central bank acts before observing the disturbance ( $\mu$ ), thus, its objective will be to minimize the expected value of its loss function, in which the central bank's expectation is defined over the distribution of  $\mu$ . Thus, putting equations (2) and (3) in the loss function given by equation (1), the following function is obtained:

$$L = \frac{1}{2} \{ (-\Delta i + \mu)^2 + \rho [\beta (\pi^* - \Delta i + \mu - E[\pi]) + \vartheta - k]^2 \} \quad (4)$$

The central bank minimizes equation (4) in terms of  $\Delta i$ ,

$$\min_{\Delta i} L = \frac{1}{2} \{ (-\Delta i + \mu)^2 + \rho [\beta (\pi^* - \Delta i + \mu - E[\pi]) + \vartheta - k]^2 \}$$

Considering that  $\Delta i$  is chosen after observing the supply shock  $\vartheta$ , but before observing the random shock  $\mu$ , so, to minimize the expected value of the loss function (which disregards the value of  $\mu$ ), the first-order condition for the optimal choice of  $\Delta i$ , conditional on  $\vartheta$  and taking  $E[\pi]$  as given, is,

$$\min_{\Delta i} L = \frac{\partial L \left\{ \frac{1}{2} (-\Delta i + \mu)^2 + \frac{1}{2} \rho [\beta (\pi^* - \Delta i + \mu - E[\pi]) + \vartheta - k]^2 \right\}}{\partial \Delta i_t} = 0$$

Solving for  $\Delta i$ , equation (5) is obtained:

$$\Delta i = - \frac{\beta^2 \rho [E[\pi] - \pi^*] + \beta \rho (k - \vartheta)}{(1 + \beta^2 \rho)} \quad (5)$$

## 2.4 The discretion case

With expectations formed prior to observing the aggregate supply shock ( $\vartheta$ ) and considering that  $E[\vartheta] = 0$ , thus,

$$E[\pi] = \pi^* - E[\Delta i]$$

and solving for  $E[\pi]$  yields

$$E[\pi] = \pi^* + \frac{\beta^2 \rho [E[\pi] - \pi^*] + \beta \rho (k)}{(1 + \beta^2 \rho)}$$

$$(1 + \beta^2 \rho) E[\pi] = (1 + \beta^2 \rho) \pi^* + \beta^2 \rho [E[\pi] - \pi^*] + \beta \rho (k)$$

$E[\pi] = \pi^* + \beta \rho k$ , where,  $E[\pi] = \pi^* + \beta \rho k > 0$  and, thus,  $[E[\pi] - \pi^*] = \beta \rho k > 0$ . Substituting this result into (5) gives,

$$\Delta i = \frac{-\beta^2 \rho \beta \rho k - \beta \rho (k - \vartheta)}{1 + \beta^2 \rho} = \frac{-\beta^2 \rho \beta \rho k - \beta \rho k + \beta \rho \vartheta}{1 + \beta^2 \rho} = \frac{-(\beta^2 \rho + 1) \beta \rho k + \beta \rho \vartheta}{1 + \beta^2 \rho}$$

$$\Delta i = -\beta\rho k + \frac{\beta\rho}{1+\beta^2\rho}\vartheta \quad (6)$$

and using this result in equation (3), gives an expression for the equilibrium rate of inflation, under discretionary policy:

$$\pi = \pi^* - \left(-\beta\rho k + \frac{\beta\rho}{1+\beta^2\rho}\vartheta\right) + \mu$$

$$\pi^d = \pi^* + \beta\rho k - \frac{\beta\rho}{1+\beta^2\rho}\vartheta + \mu \quad (7)$$

Where, the superscript  $d$  stands for discretion and, refers to the average rate of inflation under a discretionary policy of the monetary authority. Since  $E[\vartheta] = E[\mu] = 0$ , thus, the average rate of inflation when the monetary authority acts with discretion is  $\pi^d = \pi^* + \beta\rho k$ .

Based on equation (7), the results are similar to Walsh (2010), i.e., the size of the inflation bias is increasing in the distortion  $k$ , the effect of instrument policy surprise on output ( $\beta$ ) and the weight the central bank places on its output objective ( $\rho$ ).

## 2.5 The credibility case

Assuming that, the expectations are formed prior to observing the aggregate supply shock ( $\vartheta$ ), considering that  $E[\vartheta] = 0$ , and the inflation target is credible, i.e.,  $E[\pi] = \pi^*$ , thus,

$$\Delta i = -\frac{\beta\rho k}{(1+\beta^2\rho)} + \frac{\beta\rho\vartheta}{(1+\beta^2\rho)} \quad (8)$$

and using this result in equation (3), gives an expression for the equilibrium rate of inflation:

$$\pi^c = \pi^* + \frac{\beta\rho k}{(1+\beta^2\rho)} - \frac{\beta\rho\vartheta}{(1+\beta^2\rho)} \quad (9)$$

Where, the superscript  $c$  stands for credibility and, refers to the average rate of inflation under a credibility policy of the monetary authority. Since  $E[\vartheta] = E[\mu] = 0$ , thus, the average rate of inflation when the monetary authority acts with credibility is  $\pi^c = \pi^* + \frac{\beta\rho k}{(1+\beta^2\rho)}$ . So we can conclude that  $\pi^c < \pi^d$ .

In the present paper, these ideas are explored in terms of efforts of the monetary authority in the conduct of monetary policy. Moreover, the results obtained by the model suggests that the ability of the monetary authority in guiding expectations, as measured by credibility, represents an important element in the management of interest rate and therefore for the conduct of monetary policy. Similar to results in the existing literature (e.g., Rogoff, 1985), the results obtained by equations (6) and (8) also point out that to the extent that the monetary authority increases the commitment to the inflation target, the effort of the monetary authority in terms of interest rate reduces and, thus, interest rate volatility also reduces.

In this sense, the following hypotheses are tested:

- (i) When credibility increases, interest rate volatility decreases;
- (ii) When credibility increases, the inflation rate decreases.

### 3. Empirical evidence

Since the early 1990s, inflation targeting has been adopted by several central banks as a strategy for the implementation of monetary policy. This regime has as its main feature the official announcement of ranges for inflation fluctuations and the explicit recognition that the main objective of monetary policy is to assure a low and stable inflation rate. Inflation targeting works as a guide for inflation expectations and it is associated with an increase in central bank transparency, which, in turn, increases accountability in the implementation of monetary policy and thus improves the central banks' credibility.

An important step in controlling inflation is to guide inflationary expectations, thus one main task of a central bank is to build credibility through the commitment to price stability.

Gonçalves and Salles (2008) reproduced Ball and Sheridan's (2005) analysis using data for 36 developing economies, 13 of which have implemented the inflation targeting framework. Their findings suggest that the choice of the inflation targeting regime proved beneficial for emerging economies. In particular, they found that the greater fall in inflation experienced by emerging market targeters can, to some extent, be attributed to the regime itself and not only to mean reversion. Moreover, the often heard claim that inflation targeting regimes hinder economic growth is clearly not sustained by the empirical evidence. In sum, the data so far suggests that the adoption of inflation targeting by emerging economies did contribute towards the attainment of superior outcomes in terms of economic performance.

According to de Mendonça and de Guimarães e Souza (2012), the effectiveness of this framework for inflation control fuels a controversial debate between policymakers and academics. As a consequence, two key questions are raised: (i) How successful is inflation targeting in reducing and stabilizing the inflation rate? (ii) Are effects caused by inflation targeting sufficiently homogeneous when both developing and industrialized countries are taken into consideration? Considering a sample of 180 countries for the period from 1990 to 2007, de Mendonça and de Guimarães e Souza (2012) analyzed whether the adoption of inflation targeting can reduce inflation and inflation volatility. The sample of 180 countries was split into two sets of countries (advanced and developing). The findings suggest that the adoption of inflation targeting represents a good strategy for developing economies and, in addition to reducing inflation volatility, can drive inflation down to internationally acceptable levels.

#### 3.1 Empirical evidence for the Brazilian economy

Among emerging economies, Brazil represents an interesting case study because in 1999 the country adopted the regime of inflation targeting. Since then, the Central Bank of Brazil (CBB) conducts monetary policy in order to minimize deviations of inflation relative to the inflation target and fluctuations in the output gap, but also in order to guide the agent's expectations about inflation and future monetary policy.

This section seeks evidence for the hypotheses stated above. The period of analysis runs from December 2001 to June 2013.<sup>2</sup> The monthly series are:

- Inflation targeting credibility (CREDIB): The credibility index (CREDIB) is based on de Mendonça (2007). The credibility index has a value equal to 1 when the annual expected inflation ( $E[\pi]$ ) is equal to the target ( $\pi^T$ ) and decreases in a linear way while inflationary expectation deviates from the announced target. Therefore, the credibility index shows a value between 0 and 1 strictly if the expected inflation is situated between the maximum and minimum limits ( $\pi^*$ ) established for each year and assumes a value equal to zero when the

---

<sup>2</sup> The justification for using this period is that the market expectations series available from the Central Bank of Brazil started in December 2001.

expected inflation exceeds one of these limits. The index uses the series of inflation expectations obtained from the Central Bank of Brazil (CBB), the inflation target defined by the monetary authority and the tolerance bands.<sup>3</sup> Hence,

$$credib = \begin{cases} 1 & \text{if } E[\pi] = \pi_t^T \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^T} [E[\pi] - \pi_t^T] & \text{if } \pi_{tMIN}^* < E[\pi] < \pi_{tMAX}^* \\ 0 & \text{if } E[\pi] \geq \pi_{tMAX}^* \text{ or } E[\pi] \leq \pi_{tMIN}^* \end{cases}$$

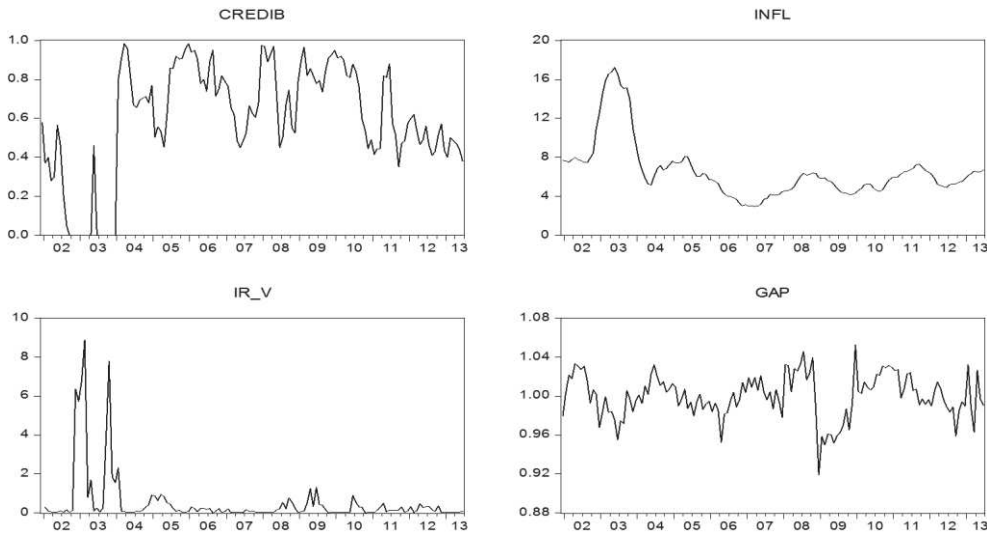
- Interest rate volatility (*IR\_V*): The volatility of interest rate is obtained from a GARCH (1,1) model. The series of interest rate (*SELIC*) is available at CBB website. The basic interest rate is the main instrument of monetary policy under inflation targeting in Brazil.
- Inflation Rate (*INFL*): The inflation rate used is the series of Consumer Price Index (IPCA) which is the main objective of CBB.
- Output Gap (*GAP*): This series is constructed using the GDP at current prices seasonally adjusted by the method Census X12, deflated by the inflation rate (IPCA) and divided by its long-term trend obtained through the Hodrick-Prescott filter.

Table 1 shows descriptive statistics and figure 1 the behavior of macroeconomic variables.

**Table 1- Descriptive Statistics**

| Statistic | <i>INFL</i> | <i>SELIC</i> | <i>IR_V</i> | <i>CREDIB</i> | <i>GAP</i> |
|-----------|-------------|--------------|-------------|---------------|------------|
| Mean      | 6.56        | 14.02        | 0.54        | 0.6           | 1.00       |
| Median    | 5.95        | 12.7         | 0.13        | 0.62          | 1.00       |
| Maximum   | 17.24       | 26.32        | 8.88        | 0.98          | 1.05       |
| Minimum   | 2.96        | 7.11         | 0.01        | 0.00          | 0.92       |

**Figure 1 – Brazilian macroeconomic variables**



<sup>3</sup> Although different indexes of credibility have been proposed – as summarized in the works of de Mendonça and de Guimarães e Souza (2009) and Nahon and Meurer (2009) – and therefore there is a variety of indexes of credibility capable of being used in empirical analyses, the present work does not seek to analyze the influence and power of each index on monetary policy in Brazil – although such research is important. Thus, the option for using the index proposed by de Mendonça (2007) is due to the following arguments: (i) the index is recognized by international literature, being this index used in several applied studies, (ii) simplicity of understanding and preparation, (iii) The index captures the changes and fluctuations in credibility in a way compatible with the regime of inflation targeting adopted in Brazil, i.e., the index uses predetermined tolerance bands, and not ad-hoc tolerance bands as proposed by other indices, and (iv) the index is rigorous enough and punishes appropriately deviations of inflation expectations in relation to the inflation target.



There is empirical evidence in the literature suggesting that the credibility earned by the regime of inflation targeting, in Brazil, has contributed to the reduction of uncertainties and has improved macroeconomic performance (de Mendonça and de Guimarães e Souza, 2009; Montes and Bastos, 2013). Figure 2 shows the relation between inflation and credibility for the Brazilian case. The correlation is -0.69. In turn, table 2 presents Granger<sup>4</sup> causality test. The result suggests that inflation causes credibility and, credibility causes inflation.

**Figure 2 - Scatter plot of inflation and credibility**

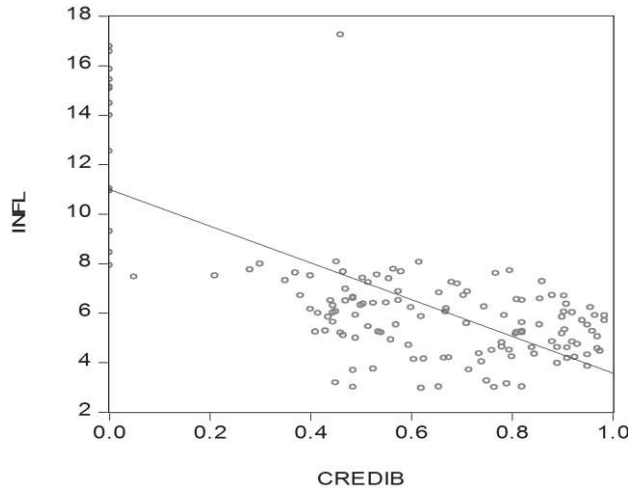
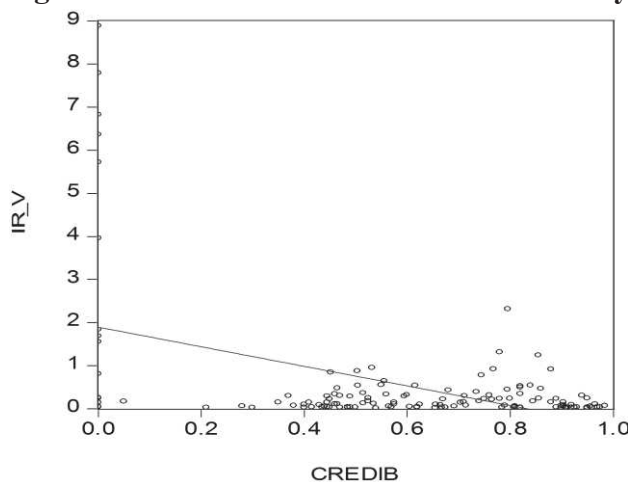


**Table 2- Granger Causality Test**

| Granger Causality Tests                      | Obs | Prob.  |
|----------------------------------------------|-----|--------|
| Inflation does not Granger Cause Credibility | 137 | 0.0098 |
| Credibility does not Granger Cause Inflation |     | 0.0957 |

In turn, figure 3 shows the relation between credibility and interest rate volatility for the Brazilian case. The correlation is -0.46. Table 3 presents Granger<sup>5</sup> causality test. The result suggests that credibility causes interest rate volatility and, interest rate volatility causes credibility.

**Figure 3 - Scatter Plot Interest Rate Volatility and Credibility**



<sup>4</sup> Lag choice is based on Schwarz criterion. Based on the criterion, the lag order is 2.

<sup>5</sup> Lag choice is based on Schwarz criterion. Based on the criterion, the lag order is 4.

**Table 3 - Granger Causality Test Interest Rate Volatility and Credibility**

| Granger Causality Tests            | Obs | Prob.  |
|------------------------------------|-----|--------|
| IR_V does not Granger Cause CREDIB | 134 | 0.0000 |
| CREDIB does not Granger Cause IR_V |     | 0.0006 |

### 3.2 Estimates through OLS and GMM

Equation 1 seeks to verify whether Interest Rate Volatility is influenced by credibility. The equation considers the Inflation Rate - which is the main goal of the Central Bank of Brazil - and the influence of output fluctuations. Hence, the inflation rate and the output gap are included in equation 1.

Equation 1:

$$IR\_V_t = \gamma_0 + \gamma_1 IR\_V_{t-1} + \gamma_2 CREDIB_{t-1} + \gamma_3 GAP_{t-7} + \gamma_4 INFL_{t-8} + \varepsilon_t$$

where,  $\gamma_1 > 0$ ;  $\gamma_2 < 0$ ;  $\gamma_3 > 0$ ;  $\gamma_4 > 0$ , and,  $\varepsilon$  is an error term.

It is expected that an increase in the credibility of the monetary authority will lead to a decrease in the interest rate volatility.

In turn, Equation 2 seeks to verify whether credibility affects the inflation rate. The equation also considers the effect of the output gap and the effect of the main instrument of monetary policy in Brazil (the basic interest rate - SELIC).

Equation 2:

$$INFL_t = \alpha_0 + \alpha_1 INFL_{t-1} + \alpha_2 CREDIB + \alpha_3 GAP_{t-3} + \alpha_4 SELIC_{t-3} + \tau_t$$

where,  $\alpha_1 > 0$ ;  $\alpha_2 < 0$ ;  $\alpha_3 > 0$ ;  $\alpha_4 < 0$ , and,  $\tau$  is an error term.

A first condition to be analyzed before applying the econometric analysis is to check if series are stationary (or have unit roots). Therefore, the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests were applied (Table A.1 in Appendix A).

The empirical analysis makes use of ordinary least squares<sup>6</sup> (OLS) and generalized method of moments (GMM). One reason for using GMM is that while OLS estimates have problems of serial autocorrelation, heteroskedasticity or non-linearity, which is typical in macroeconomic time series, this method provides consistent estimators for the regression (Hansen, 1982). As pointed out by Wooldridge (2001, p. 95), “to obtain a more efficient estimator than two-stage least squares (or ordinary least squares), one must have overriding restrictions”. For a more efficient GMM estimator than OLS, overriding restrictions need to be considered (Wooldridge, 2001). Therefore, with the intention of testing the validity of the overriding restrictions, a standard J-test is performed (Hansen, 1982). In addition, the instrument variables need to be dated to the period t-1 or earlier as a way of predicting the contemporaneous variables which are unavailable at time t. As usual, the instrument variables used in the regressions are the lagged regressors. The estimations were performed using the software E-Views 7.0.

<sup>6</sup> The reported t-statistics in the OLS estimates of Equation 1 are based on the estimator of White (1980), which is consistent in the presence of conditional heteroskedasticity of unknown form. The reported t-statistics in the OLS estimates of Equation 2 are based on the estimator of Newey and West (1987), which is consistent in the presence of both heteroskedasticity and autocorrelation of unknown form.

Table 4 shows the estimates for equation 1. In terms of OLS estimates, the F-statistic of equation (1) indicates that the regression is significant; besides, the outcomes of the Ramsey RESET test indicate that the estimation do not present problem of model specification. In terms of GMM, the results of the J-test indicate that we cannot reject the hypothesis that the model is correct specified.

Regarding the estimated coefficients, the signals of the coefficients of the explanatory variables are those expected and are statistically significant, except the coefficient of inflation in the equation 1 through OLS, which do not have significance. It is possible to observe that the negative signal found for the coefficient of credibility makes it clear that a decrease in this variable leads to an increase in the volatility of the interest rate. Thus, insofar as the monetary authority strengthens the credibility, as a result, the effort of the monetary authority in the conduct of monetary policy is reduced.

**Table 4 – OLS and GMM estimates**

| Dependent Variable: $IR_V$    | Model OLS                       | Model GMM                       |
|-------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| $c$                           | -5.874*<br>(3.191)<br>[-1.840]  | -5.809*<br>(3.446)<br>[-1.685]  |
| $IR_V_{(-1)}$                 | 0.475*<br>(0.245)<br>[1.933]    | 0.469***<br>(0.105)<br>[4.450]  |
| $CREDIB_{(-1)}$               | -1.183**<br>(0.491)<br>[-2.408] | -0.795**<br>(0.312)<br>[-2.544] |
| $GAP_{(-7)}$                  | 6.571*<br>(3.435)<br>[1.912]    | 6.232*<br>(3.442)<br>[1.810]    |
| $INFL_{(-8)}$                 | 0.048<br>(0.045)<br>[1.048]     | 0.047**<br>(0.019)<br>[2.333]   |
| <b>R-squared</b>              | 0.48                            | 0.48                            |
| <b>Adj R-squared</b>          | 0.46                            | 0.46                            |
| <b>Ramsey RESET (1)</b>       | 2.41                            |                                 |
| <b>Prob. Ramsey RESET (1)</b> | 0.12                            |                                 |
| <b>ARCH(1) test</b>           | 31.32                           |                                 |
| <b>Prob. ARCH(1) test</b>     | 0                               |                                 |
| <b>ARCH(2) test</b>           | 15.75                           |                                 |
| <b>Prob. ARCH(2) test</b>     | 0                               |                                 |
| <b>LM(1) test</b>             | 0.14                            |                                 |
| <b>Prob. LM(1) test</b>       | 0.71                            |                                 |
| <b>LM(2) test</b>             | 0.18                            |                                 |
| <b>Prob. LM(2) test</b>       | 0.83                            |                                 |
| <b>Jarque-Bera</b>            | 802.9                           |                                 |
| <b>Prob. Jarque-Bera</b>      | 0                               |                                 |
| <b>F-staistic</b>             | 28.88                           |                                 |
| <b>Prob F-staistic</b>        | 0                               |                                 |
| <b>Observations</b>           | 138                             | 138                             |
| <b>RANK</b>                   |                                 | 21                              |
| <b>J-statistic</b>            |                                 | 11.68                           |
| <b>Prob. (J-STAT)</b>         |                                 | 0.77                            |

Authors' estimates. Marginal Significance Levels: \* denotes 0.01, \*\* denotes 0.05 and \*\*\*denotes 0.10. Standard errors in parentheses and t-statistics in square brackets.

Table 5 shows the estimates for equation 2. In terms of OLS estimates, the F-statistic of equation (2) indicates that the regression is significant; besides, the outcomes of the Ramsey RESET test indicate that the estimation do not present problem of model specification. In terms of GMM, the results of the J-test indicate that we cannot reject the hypothesis that the model is correct specified.

Regarding the estimated coefficients, the signals of the coefficients of the explanatory variables are those expected and are statistically significant, except the coefficient of the basic interest rate (SELIC) in the equation 1 through OLS, which is only statistically significant at the 11% level. The negative signal found for the coefficient of credibility suggests that an increase in credibility leads to a decrease in inflation. Besides, the results also suggest that the basic interest rate (SELIC) affects negatively the inflation rate.

**Table 5 – OLS and GMM estimates**

| Dependent Variable: <i>INFL</i> | Model OLS                        | Model GMM                        |
|---------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| <i>c</i>                        | -2.998**<br>(1.513)<br>[-1.981]  | -3.062**<br>(1.282)<br>[-2.388]  |
| <i>INFL</i> <sub>(-1)</sub>     | 0.968*<br>(0.037)<br>[25.623]    | 0.975*<br>(0.022)<br>[44.299]    |
| <i>CREDIB</i>                   | -0.665***<br>(0.379)<br>[-1.752] | -0.527**<br>(0.234)<br>[-2.244]  |
| <i>GAP</i> <sub>(-3)</sub>      | 3.911**<br>(1.503)<br>[2.601]    | 3.796*<br>(1.257)<br>[3.019]     |
| <i>SELIC</i> <sub>(-3)</sub>    | -0.021<br>(0.013)<br>[-1.652]    | -0.017***<br>(0.010)<br>[-1.772] |
| <b>R-squared</b>                | 0.97                             | 0.97                             |
| <b>Adj R-squared</b>            | 0.97                             | 0.97                             |
| <b>Ramsey RESET (1)</b>         | 0.26                             |                                  |
| <b>Prob. Ramsey RESET (1)</b>   | 0.61                             |                                  |
| <b>ARCH(1) test</b>             | 43.59                            |                                  |
| <b>Prob. ARCH(1) test</b>       | 0                                |                                  |
| <b>ARCH(2) test</b>             | 21.71                            |                                  |
| <b>Prob. ARCH(2) test</b>       | 0                                |                                  |
| <b>LM(1) test</b>               | 115.81                           |                                  |
| <b>Prob. LM(1) test</b>         | 0                                |                                  |
| <b>LM(2) test</b>               | 58.61                            |                                  |
| <b>Prob. LM(2) test</b>         | 0                                |                                  |
| <b>Jarque-Bera</b>              | 353.01                           |                                  |
| <b>Prob. Jarque-Bera</b>        | 0                                |                                  |
| <b>F-staistic</b>               | 1006.24                          |                                  |
| <b>Prob F-staistic</b>          | 0.00                             |                                  |
| <b>Observations</b>             | 138                              | 138                              |
| <b>RANK</b>                     |                                  | 20                               |
| <b>J-statistic</b>              |                                  | 10.43                            |
| <b>Prob. (J-STAT)</b>           |                                  | 0.79                             |

Authors' estimates. Marginal Significance Levels: \* denotes 0.01, \*\* denotes 0.05 and \*\*\*denotes 0.10. Standard errors in parentheses and t-statistics in square brackets.

### 3.3 VAR analysis

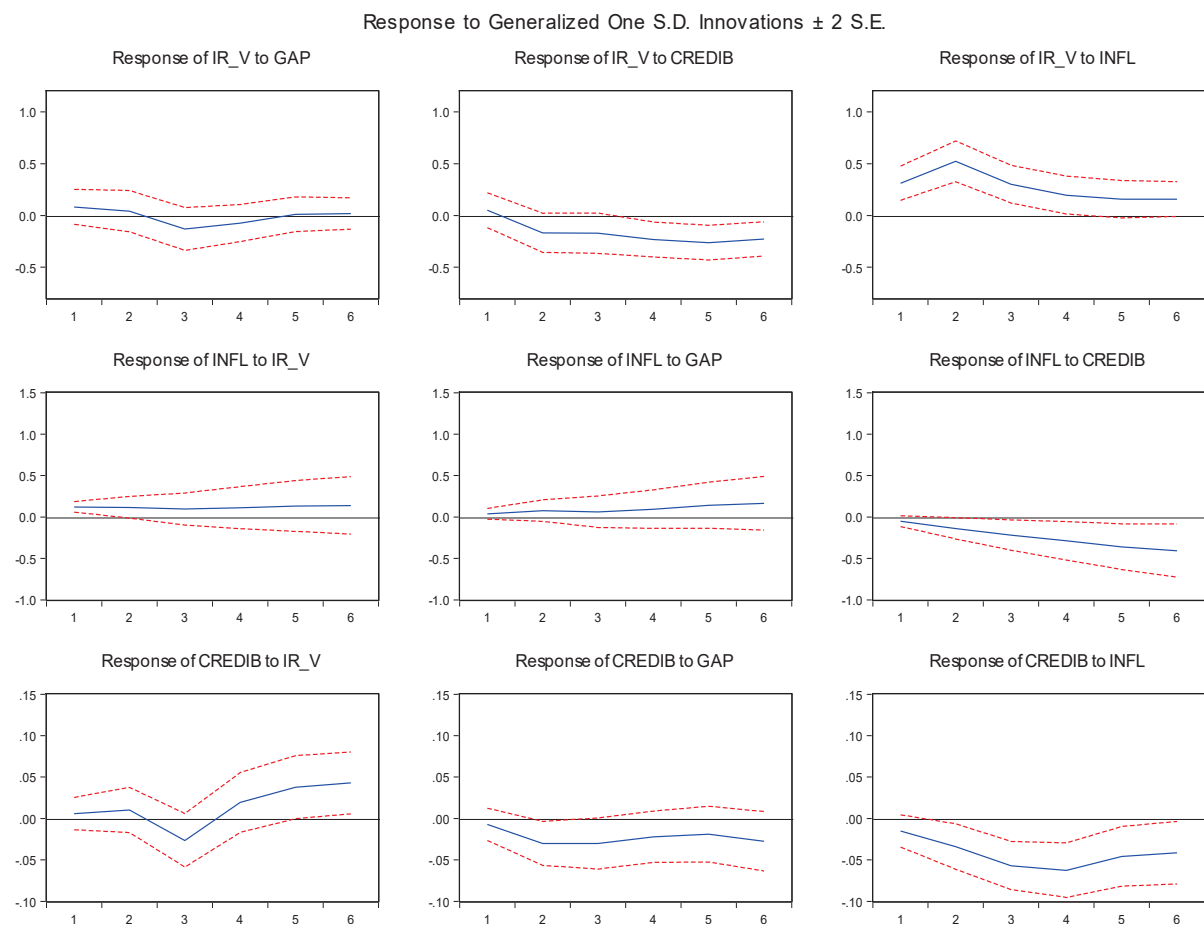
A VAR analysis, making use of impulse–response functions, is made. Aiming at eliminating the known problem in the results caused by the order of variables in the VAR, the generalized impulse response function is adopted (Koop et al., 1996; and Pesaran and Shin, 1998). The variables used in the analysis are: IR\_V, CREDIB, INFL and GAP. The choice of the VAR lag order was determined using the Schwarz information criterion (SIC). It is observed that the VAR lag order is 3 (Table 6). Figure A.1 in Appendix A shows the stability of the VAR. Figure 4 below shows the results.

**Table 6 – VAR lag order**

| Lag | SIC        |
|-----|------------|
| 0   | 3.111565   |
| 1   | -1.458449  |
| 2   | -1.778009  |
| 3   | -1.789811* |
| 4   | -1.724196  |
| 5   | -1.360331  |
| 6   | -1.014272  |
| 7   | -0.708956  |
| 8   | -0.479036  |

Authors' elaboration

**Figure 4 - Impulse Response Analysis**



Authors' elaboration

It is observed that an unexpected positive shock on credibility causes a decrease in the volatility of the basic interest rate (IR\_V). Hence, the gain of credibility is an important aspect for reducing monetary policy volatility. It is also observed that an unexpected positive shock on the inflation rate causes an increase in the volatility of the basic interest rate. Concerning the relation between credibility and inflation, it is observed that an unexpected positive shock on credibility causes a decrease in the inflation rate. These results are in agreement with the previous estimations in Tables 4 and 5.

Besides, an unexpected positive shock on the inflation rate provokes a decrease in credibility.

#### 4. Conclusion

Due to the fact that credibility is often identified with strong aversion to inflation, incentive compatibility, or pre-commitment and it may be understood as the degree of confidence that economic agents have in relation to the commitment of the monetary authority to keep inflation low and stable, the present paper analyzed the impact of the credibility on the inflation rate and on the conduct of monetary policy through the basic interest rate (SELIC) in Brazil. Concerning inflation targeting regimes, when the target is credible and the monetary authority presents an increased capacity of affecting the expectations of the public, less effort is necessary to achieve the inflation target. In other words, greater credibility makes disinflation less costly and helps hold down inflation once it is low. In this sense, the present paper tests the hypothesis that credibility plays a key role in the economy.

The present study shows that credibility represents an important aspect for the conduct of monetary policy in an inflation targeting emerging economy, such as Brazil. The study contributes to the literature in the following ways:

- *In the theoretical field*: based on the arguments concerning the importance of credibility for the conduct of monetary policy, the paper developed a model that incorporates the case of a central bank committed to the regime of inflation targeting and thus to credibility. The model provides a solution compatible with an even lower inflation bias and with less efforts of the monetary authority in the conduct of monetary policy.

- *In the empirical field*: (1) the analysis found that the gains of credibility reduce the inflation bias and also the efforts of the monetary authority in the conduct of monetary policy and, as a consequence, the volatility of the interest rate.

In brief, the study presents an important practical implication in terms of monetary policy: a central bank, which acts committed with the regime of inflation targeting – and thus with the goal of price stability – needs less effort to conduct monetary policy, since uncertainties are reduced in the economy.

#### References

- Ball, L., Sheridan, N., 2005. Does inflation targeting matter? In: Bernanke, B.S., Woodford, M. (Eds.), *The Inflation-Targeting Debate*. University of Chicago Press.
- Calvo, G., 1983. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-98.
- de Mendonça, H. F., 2007. Towards credibility from Inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*, 39, 2599–2615.
- de Mendonça, H. F., de Guimarães e Souza, G.J. G., 2009. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, 26, 1228–1238.
- de Mendonça, H. F., de Guimarães e Souza, G. J., 2012. Is inflation targeting a good remedy to control inflation? *Journal of Development Economics* 98(2), 178-191.



- Gonçalves, C. E. S., Sales, J. M., 2008. Inflation targeting in emerging economies: What do the data say? *Journal of Development Economics* 85 (1-2), 312–318.
- Hall, A., 2005. *Generalized Method of Moments*. Oxford.
- Hansen, L. P., 1982. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50 (4), 1029-1054.
- King, R.G., 2000. The new IS-LM model: language, logic, and limits. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 86 (3), Summer.
- Kydland, F. E., Prescott, E.C., 1977. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85 (3), 473–492.
- Koop, G., Pesaran, M. H., Potter, S. M., 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74, 119–147.
- Montes, G. C., Bastos, J. C. A., 2013. Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs expectations: Evidence from Brazil. *Journal of Economic Studies*, 40, 64-85.
- Montes, G. C., Bastos, J. C. A., 2014. Effects of reputation and credibility on monetary policy: theory and evidence for Brazil. *Journal of Economic Studies* 41 (3).
- Nahon, B. F., Meurer, R., 2009. Measuring Brazilian Central Bank Credibility Under Inflation Targeting. *International Research Journal of Finance and Economics*, 27, 72–81.
- Newey, W. K., West, K. D., 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55 (3), 703-708.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., 1998. Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58, 17–29.
- Rogoff, K., 1985. The Optimal Commitment to an Intermediate Monetary Target. *Quarterly Journal of Economics*, 100 (4), 1169–1189.
- Romer, D., 2000. Keynesian macroeconomics without the LM curve. *Journal of Economic Perspectives*, 14 (2), Spring.
- Taylor, J., 2000. Teaching modern macroeconomics at the principles level. *The American Economic Review*, 90 (2).
- Walsh, C. E., 2010. *Monetary theory and policy*, 3rd edition, The MIT Press.
- White, h., 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817-838
- Wooldridge, J. M., 2001. Applications of generalized method of moments estimation. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4): 87–100.

## Appendix A

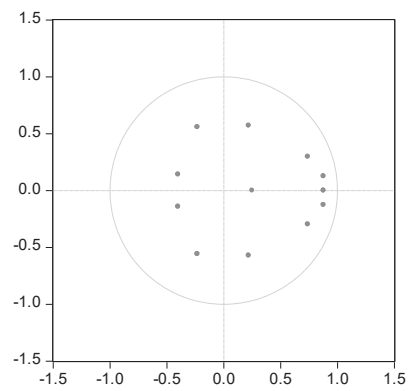
**Table A.1 – Unit Roots Test and Stationarity Test**

| ADF Test      |     |      |                   |                   |                    | PP Test |      |                   |                   |                    |
|---------------|-----|------|-------------------|-------------------|--------------------|---------|------|-------------------|-------------------|--------------------|
| Séries        | Lag | Test | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value | Lag     | Test | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| <i>IR_V</i>   | 7   | b    | -3.092            | -4.030            | -3.445             | 5       | c    | -5.026            | -2.582            | -1.615             |
| <i>INFL</i>   | 13  | a    | -3.199            | -3.483            | -2.885             | 8       | c    | -0.972            | -2.582            | -1.615             |
| <i>CREDIB</i> | 0   | a    | -2.850            | -3.478            | -2.882             | 3       | a    | -2.907            | -3.478            | -2.578             |
| <i>GAP</i>    | 3   | a    | -3.889            | -3.479            | -2.883             | 5       | a    | -5.853            | -3.478            | -2.578             |
| <i>SELIC</i>  | 1   | b    | -5.036            | -4.026            | -3.443             | 8       | c    | -1.193            | -2.581            | -1.615             |

| KPSS Test     |     |      |                   |                   |                    |
|---------------|-----|------|-------------------|-------------------|--------------------|
| Séries        | Lag | Test | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
| <i>IR_V</i>   | 5   | b    | 0.117             | 0.216             | 0.119              |
| <i>INFL</i>   | 9   | b    | 0.187             | 0.216             | 0.119              |
| <i>CREDIB</i> | 9   | b    | 0.243             | 0.216             | 0.119              |
| <i>GAP</i>    | 8   | a    | 0.036             | 0.739             | 0.347              |
| <i>SELIC</i>  | 9   | b    | 0.086             | 0.216             | 0.119              |

**Figure A.1 – Auto Regressive Roots Graph**  
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



## **Desigualdade de oportunidades na formação de habilidades e o papel das escolas públicas**

Igor Vieira Procópio – ECONS/UFJF  
Ricardo da Silva Freguglia – PPGEA/UFJF  
Flávia Chein – PPGEA/UFJF

### **Resumo**

Esse artigo investiga o papel da escola pública no processo de geração/redução das desigualdades de oportunidades na formação de habilidades entre os indivíduos. Os resultados encontrados indicam que a desigualdade se reduz durante os primeiros anos do ensino fundamental em relação à proficiência em português, mas no que tange a proficiência em matemática este resultado só é encontrado nas escolas de alta qualidade. O efeito do município sobre a desigualdade diminui enquanto que os efeitos da cor da criança e do nível socioeconômico das famílias aumentam. São encontradas, ainda, evidências de uma desigualdade de oportunidades no acesso a escolas de boa qualidade.

**Palavras chave:** Desigualdade de Oportunidades; Formação de Habilidades; Efeito Escola.

**Código JEL:** D31, I21, I24.

### **Abstract**

This paper intends to evaluate the role of public school in the process of generating and reducing the inequalities of opportunities in the skill formation among individuals. The most important results show that the inequality in Portuguese proficiency decreases during the first years of primary education. However, in the case of Mathematical proficiency, this pattern only occurs at high quality schools. The municipality effect over the inequality decreases, while the children's race and the socioeconomic level of the family increase their effect. We also find evidence of inequality of opportunity in the access of high quality school.

**Key words:** Inequality of Opportunity; Skill Formation; School Effect

**JEL Classification:** D31, I21, I24.

## 1 - Introdução

A elevada desigualdade de renda brasileira é um fenômeno vastamente documentado na literatura econômica. Desde os anos de 1960 quando se iniciou o levantamento sistemático de informações censitárias no país, os índices de desigualdade encontrados se situam entre os mais altos do mundo<sup>1</sup>. Apesar da queda nestes índices apresentados na última década, o Brasil continua figurando entre os países com maior desigualdade de renda<sup>2</sup>. A partir do trabalho de Langoni (1973), alguns estudos começaram a apresentar evidências de que o principal determinante da alta desigualdade no Brasil é a disparidade educacional de sua população (Barros e Mendonça, 1996; Ferreira, 2000).

Estes estudos apontam evidências de que a desigualdade de salários apresentada no mercado de trabalho é um reflexo da diferença de produtividade dos trabalhadores, e que esta diferença não é gerada no mercado de trabalho. Barros e Mendonça (1996) desenvolvem um modelo dividindo o ciclo de vida do trabalhador em dois períodos, um período pré-mercado de trabalho, onde as habilidades são formadas, e um segundo período correspondendo ao mercado de trabalho, onde as habilidades são transformadas em produtividade e remuneradas pelos salários. Os autores concluem que a maior parcela da desigualdade é gerada no primeiro período do ciclo de vida, ou seja, na fase de formação das habilidades. Portanto, os trabalhadores entram no mercado de trabalho em desigualdade de condições.

A divisão proposta por Barros e Mendonça (1996) contribui para o entendimento da geração de desigualdades salariais, evidenciando o papel da desigualdade de habilidades. No entanto, a formação de habilidades não deve ser analisada em apenas um período. De acordo com Cunha e Heckman (2007, 2008 e 2009), Cunha *et al.* (2005), existem evidências de que as habilidades são formadas em diferentes estágios do ciclo de vida. No presente artigo, divide-se a formação de habilidades em dois períodos, o período da primeira infância, que corresponde à formação de habilidades antes do início do Ensino Fundamental, e um segundo período que se inicia com a entrada da criança no Ensino Fundamental. Com isso, busca-se investigar o grau de desigualdade de habilidades no momento da entrada da criança na escola, e a evolução desta desigualdade ao longo do período de educação regular.

Diversos fatores contribuem para a formação de habilidades. Alguns destes fatores estão sob o controle dos indivíduos, como motivação e esforço, no entanto, alguns fatores não podem ser considerados de responsabilidade da criança, como local de residência e origem familiar. Esta divisão entre fatores de responsabilidade individual e fatores fora do controle do indivíduo está de acordo com uma teoria de justiça distributiva que vem se consolidando nos últimos quarenta anos, a Teoria de Igualdade de Oportunidades. Esta teoria considera que os fatores que estão fora do controle individual e determinam o nível de realização do indivíduo são fatores injustos e deveriam ser compensados por uma política de redistribuição de oportunidades. Já a parte da desigualdade em função de fatores de responsabilidade do indivíduo, como escolhas e nível de esforço, é justa e até mesmo desejável, pois serve como política de incentivo<sup>3,4,5</sup>.

Neste artigo utiliza-se este arcabouço teórico para avaliar a desigualdade de oportunidades na formação de habilidades. Busca-se investigar o grau de desigualdade de oportunidades no momento em que a criança inicia o Ensino Fundamental e se a escola pública está sendo capaz de reduzir estas

---

<sup>1</sup> Ver, entre outros, Fishlow (1972), Langoni (1973), Boneli e Sedlacek (1989), Hoffman (1989), Lam e Levison (1990), Ramos (1993), Barros e Mendonça (1996), Deininger e Squire (1996), Ferreira e Litchfield (1996 e 1999), Ferreira (2000).

<sup>2</sup> Ver Barros *et al.* (2006) sobre a queda recente da desigualdade de renda brasileira.

<sup>3</sup> Para uma discussão filosófica da Teoria de Igualdade de Oportunidades, ver Rawls (1971), Dworkin (1981a e 1981b), Arneson (1989 e 1990) e Cohen (1989).

<sup>4</sup> Para uma visão geral da Teoria, ver Roemer (1996 e 1998), Peragine (1999), Fleurbaey e Peragine (2009), Barros *et al.* (2009).

<sup>5</sup> Para uma leitura de trabalhos empíricos, ver Fleurbaey (1995) e Checchi e Peragine (2009), Van de gaer (1993), Kranich (1996), Bourguignon *et al.* (2003), Ferreira e Gignoux (2008), Peragine e Serlenga (2009), World Bank (2006), Contreras *et al.* (2009), Checchi *et al.* (2009), De Gaer *et al.* (1998), Lefrancet *et al.* (2006), Bourguignon *et al.* (2003 e 2007), Núñez e Tartakowsky (2009), Dias (2008), Peragine e Serlenga (2007), Waltenberg e Vandenberghe (2006).

desigualdades. O papel da escola na promoção da igualdade educacional tem como primeiro estudo o Relatório Coleman de 1966 que investigou se o desempenho dos alunos estava relacionado com características da escola. Os resultados deste estudo apontaram que não havia esta relação e que o principal determinante do aprendizado das crianças estava relacionado com o *background* familiar.

No entanto, após este relatório, diversos estudos foram sendo desenvolvidos e trazendo evidências contrárias, ou seja, que a escola faz sim diferença (ver Soares e Brooke, 2008). Soares (2006) e Scorzafave e Ferreira (2011) analisam os fatores relacionados à desigualdade educacional. Ambos os trabalhos apontam para um forte efeito de características socioeconômicas e regionais na desigualdade de proficiência dos alunos. Waltenberg e Vandenberghe (2007) analisam a desigualdade de oportunidades nos níveis de proficiência e calculam o efeito de uma política de igualdade de oportunidades sobre a redução das desigualdades de proficiência.

No presente estudo utiliza-se um banco de dados longitudinal, onde uma amostra de crianças do primeiro ciclo do Ensino Fundamental é acompanhada por quatro anos. Este banco, proveniente do projeto Geração Escolar 2005 – GERES, é ainda pouco explorado na literatura e a análise de seus resultados é uma contribuição para a literatura educacional. O caráter longitudinal de seus dados permite acompanhar a evolução do aprendizado e consequentemente dos fatores determinantes da desigualdade de proficiência.

Portanto, o objetivo deste artigo é analisar o papel da escola no processo de geração das desigualdades de habilidades e verificar se a escola é capaz de reduzir o efeito da origem social no aprendizado dos alunos, ou seja, se a escola atua como geradora/reveladora das desigualdades de oportunidades educacionais. As escolas públicas brasileiras são heterogêneas em seus indicadores de qualidade, portanto, a análise do papel da escola como meio de redução das desigualdades de oportunidades é realizada dividindo-se as escolas em dois grupos, um grupo com escolas de alta qualidade e outro com escolas de baixa qualidade. A classificação dos grupos é feita utilizando o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica - IDEB, como parâmetro. Dado esta diferença de qualidade das escolas, o artigo investiga também as desigualdades de oportunidades no acesso a escolas de alta qualidade.

O artigo está estruturado em mais quatro seções além desta introdução. A seção dois traz uma descrição do banco de dados utilizado. A terceira seção apresenta a estratégia empírica, a quarta as estatísticas descritivas e resultados e a quinta seção apresenta as considerações finais.

## **2 - Base de Dados**

A base de dados utilizada nesse estudo é proveniente do Projeto Geres, que avalia alunos de uma amostra de escolas durante os quatro primeiros anos do Ensino Fundamental. Portanto, é um estudo longitudinal onde é possível acompanhar a evolução do nível de habilidades das crianças através do nível de proficiência, ou seja, é possível medir a evolução do aprendizado da criança. Ao acompanhar uma amostra de alunos durante a primeira fase do Ensino Fundamental, a análise dos resultados do Geres é uma contribuição para as pesquisas de avaliação educacional no Brasil. Os objetivos do Geres são: (i) identificar as características escolares que maximizam a aprendizagem dos alunos e que minimizam o impacto da origem social sobre o aprendizado; (ii) identificar os fatores escolares que diminuem a probabilidade de repetência dos alunos; e (iii) identificar aquelas características da escola que reduzem a probabilidade do absenteísmo.

O Geres acompanhou alunos entre 2005 e 2008, realizando testes todos os anos, possibilitando estimar os níveis de proficiência em matemática e português. Em 2005, foram aplicados dois testes, um no início do ano, para ser utilizado como diagnóstico, e outro ao final do ano. Ao todo, foram cinco aplicações de testes, denominadas ondas. A onda 1 representa as informações de diagnóstico, a onda 2 as informações relativas à segunda aplicação dos testes, e assim por diante. Foram acompanhados alunos que em 2005 estavam matriculados na primeira série do Ensino Fundamental (ou no segundo ano, onde o Ensino Fundamental já era composto por nove anos). Além da aplicação dos testes, o projeto também aplicou questionários aos professores, diretores, pais e alunos com o objetivo de avaliar o efeito de fatores

familiares e escolares no aprendizado. As escolas da amostra estão localizadas em cinco grandes cidades brasileiras – Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Campo Grande, Salvador e Campinas, e as universidades que participam do planejamento, coordenação e execução do projeto são seis – UFMG, PUC-Rio, UEMS, UFBa UNICAMP e UFJF.

O universo amostral do Projeto Geres foi estruturado a partir do universo das escolas e turmas com alunos de 2ª série do ensino fundamental, de acordo com o apresentado no Censo Escolar 2003. A partir deste "universo geral" foram feitas exclusões até chegar ao universo amostral. Foram retiradas as escolas: (i) com somente turmas de 2ª série multisseriadas; (ii) da zona rural; (iii) com alunos de 2ª série somente no período noturno; (iv) particulares com 4 turmas ou mais de 2ª série; (v) particulares com menos de 10 alunos de 2ª série; (vi) públicas com menos de 20 alunos de 2ª série; (vii) não localizadas nos municípios de Belo Horizonte (MG), Campinas (SP), Campo Grande (MS), Rio de Janeiro (RJ) e Salvador (BA); (viii) escolas estaduais não municipalizadas do Rio de Janeiro, com exceção da Escola Técnica Capitão Fernando Rodrigues; e (ix) escola Col. da Polícia Militar de Salvador.

Após estas exclusões, o universo amostral estabelecido para o Projeto Geres consta de alunos das turmas regulares do período diurno das escolas urbanas públicas com 20 ou mais alunos de 2ª série em 2003 e das escolas particulares com 10 ou mais alunos e com no máximo 3 turmas de 2ª série também em 2003, localizadas nos municípios de Belo Horizonte, Campinas, Campo Grande, Rio de Janeiro e Salvador. A tabela 1 apresenta um resumo destas informações.

Após a definição do universo amostral foram definidos estratos explícitos e implícitos (Andrade e Miranda, 2004). Os estratos explícitos correspondem à combinação entre os municípios e redes de ensino, enquanto que os implícitos foram formados considerando o tamanho da escola e um indicador de Nível Socioeconômico (NSE). Em cada estrato explícito as escolas foram distribuídas em 8 estratos implícitos. Em cada um dos estratos explícitos foi selecionado um número pré-determinado de escolas de modo aleatório e com igual probabilidade para garantir escolas de diferentes tamanhos e indicadores de NSE na amostra.

**Tabela 1 – Censo Escolar (2003) e Universo Amostral GERES**

|         | <b>Universo - Censo (2003)</b> | <b>Universo Amostral</b> | <b>Percentual</b> |
|---------|--------------------------------|--------------------------|-------------------|
| Escolas | 149.841                        | 3.097                    | 2,07              |
| Turmas  | 158.473                        | 7.699                    | 4,86              |
| Alunos  | 4.709.176                      | 205.476                  | 4,36              |

Fonte: Andrade e Miranda (2004).

Ao todo foram cadastrados 39.342 alunos no Projeto Geres, sendo que destes, 3.804 crianças não participaram de nenhuma etapa, ou seja, 35.538 crianças participaram de pelo menos uma etapa de avaliação. As escolas de Salvador não participaram da última onda e, portanto, não foram consideradas neste estudo. Também foram excluídas do banco de dados as escolas privadas, pois o objetivo é avaliar o papel das escolas públicas. A tabela 2 apresenta estas informações.

**Tabela 2 – Exclusões da Amostra Geres e Atrito**

|                            |         | <b>Onda 1</b> | <b>Onda 2</b> | <b>Onda 3</b> | <b>Onda 4</b> | <b>Onda 5</b> | <b>Ondas 1-5</b> |
|----------------------------|---------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|------------------|
| Amostra Geres              | Alunos  | 19.024        | 20.295        | 21.373        | 22.704        | 17.715        | 8.920            |
|                            | Escolas | 303           | 303           | 298           | 301           | 233           | 231              |
| Excluindo Salvador         | Alunos  | 15.680        | 16.721        | 17.272        | 18.725        | 17.715        | 8.920            |
|                            | Escolas | 248           | 248           | 245           | 248           | 233           | 231              |
| Excluindo escolas privadas | Alunos  | 12.978        | 13.934        | 14.593        | 16.091        | 15.358        | 7.437            |
|                            | Escolas | 159           | 159           | 158           | 163           | 158           | 155              |

Fonte: Geres

Neste artigo, trabalha-se com o painel balanceado, ou seja, os alunos que fizeram todas as ondas. No entanto, além da exclusão das escolas privadas e de Salvador e dos problemas de atrito, outras exclusões tiveram que ser realizadas. Em função da não resposta aos questionários de pais e alunos e de respostas caracterizadas como indefinidas, algumas observações não puderam ser aproveitadas, pois não é



possível caracterizar a origem familiar destas crianças. E por último, nem todos os alunos que participaram de todas as ondas fizeram os testes de português e matemática, pois alguns alunos só participaram de um dos testes. Portanto, o banco de dados foi dividido em dois, um com informações dos alunos que participaram de todos os testes de português, e outro com os alunos que participaram de todos os testes de matemática. Após este refinamento, o banco de dados com as informações de proficiência em português ficou com 6.369 observações e do de matemática com 6.480.

Como a amostra de escolas do Geres não é representativa das escolas como um todo do Brasil, é importante caracterizá-la realizando um comparativo das escolas amostradas com o total de escolas do Brasil e dos municípios estudados, bem como caracterizar um possível viés em função da perda de observações pelo atrito e ausência de informações. Para comparar as escolas utiliza-se como parâmetro o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica – IDEB<sup>6</sup>, que mede a qualidade de uma escola em função de sua taxa média de aprovação e da proficiência média em português e matemática.

Utiliza-se o IDEB de 2005<sup>7</sup>, pois é o valor que corresponde ao momento em que as crianças do Projeto Geres estão começando a ser avaliadas e estão na primeira série (2º ano) do Ensino Fundamental, ou seja, o valor do IDEB 2005 não é influenciado pela geração de alunos do Geres.

A tabela 3 apresenta os valores médios do IDEB para os municípios do Projeto Geres e para o Brasil como um todo, apenas considerando as escolas públicas. Já a tabela 4 apresenta os valores considerando as escolas da amostra utilizada. As escolas do Geres possuem na média um IDEB (4.14) superior ao IDEB do Brasil como um todo (3.6), mas inferior à média dos municípios participantes do Geres (4.5). Portanto é uma amostra positivamente selecionada em relação ao Brasil, mas negativamente selecionada em relação aos municípios que compõem a amostra. Comparando município por município, nota-se que a amostra utilizada apresenta IDEB menor para Belo Horizonte e Campinas e maior para Campo Grande e Rio de Janeiro.

**Tabela 3 - IDEB – Universo de escolas**

| Municípios        | Rede de Ensino |          |           |
|-------------------|----------------|----------|-----------|
|                   | Pública        | Estadual | Municipal |
| Belo Horizonte    | 4,6            | 4,6      | 4,6       |
| Campo Grande      | 4,0            | 3,6      | 4,2       |
| Rio De Janeiro    | 4,3            | 4,0      | 4,2       |
| Campinas          | 5,0            | 5,0      | -         |
| Média das Cidades | 4,5            | 4,3      | 4,3       |
| Brasil            | 3,6            | 3,9      | 3,4       |

Fonte: Inep

**Tabela 4 - IDEB – Escolas Participantes do Geres**

| Municípios        | Rede de Ensino |          |           |         |
|-------------------|----------------|----------|-----------|---------|
|                   | Pública        | Estadual | Municipal | Federal |
| Belo Horizonte    | 4,30           | 4,66     | 3,93      | 6,10    |
| Campo Grande      | 4,39           | 3,92     | 4,54      | -       |
| Rio de Janeiro    | 4,72           | -        | 4,06      | 6,53    |
| Campinas          | 4,25           | 4,44     | 4,04      | -       |
| Média das cidades | 4,14           | 4,21     | 3,93      | 6,48    |

Fonte : Inep, Geres

<sup>6</sup> Para detalhes da construção do IDEB ver Fernandes (2007).

<sup>7</sup> Ao realizar a ligação do banco de dados com as escolas do Geres e as escolas que tiveram seu IDEB calculado para 2005, muitas escolas não tiveram IDEB associado, e portanto tiveram seu IDEB imputado através de uma regressão utilizando o IDEB de 2007 e 2009 como variáveis explicativas, portanto imputando valores de 2005 através da evolução do IDEB.

Neste trabalho, além dos níveis de proficiência dos alunos em português e matemática, são utilizadas variáveis retiradas dos questionários de pais e alunos para caracterizar a origem familiar. Utiliza-se a raça das crianças, o nível socioeconômico da família<sup>8</sup> e o município de residência.

A tabela 5 apresenta a frequência e percentual das variáveis de raça e município. Tanto no banco de português quanto no banco de matemática, há uma concentração de crianças pardas, seguidas pelas brancas, negras, indígenas e amarelas, nesta ordem. Em relação aos municípios, Belo Horizonte e Campinas possuem em torno de 30% cada, Rio de Janeiro 22% e Campo Grande 16%.

**Tabela 5 - Frequência e percentual da raça e município**

| Variável         | Português  |       | Matemática |       |
|------------------|------------|-------|------------|-------|
|                  | Quantidade | %     | Quantidade | %     |
| <b>Raça</b>      |            |       |            |       |
| Branco           | 1.970      | 33,86 | 1.999      | 33,80 |
| Pardo            | 2.974      | 51,12 | 3.032      | 51,26 |
| Negro            | 874        | 15,02 | 884        | 14,95 |
| <b>Município</b> |            |       |            |       |
| Belo Horizonte   | 1.777      | 30,54 | 1.826      | 30,87 |
| Campinas         | 1.834      | 31,52 | 1.847      | 31,23 |
| Rio de Janeiro   | 1.286      | 22,10 | 1.291      | 21,83 |
| Campo Grande     | 921        | 15,83 | 951        | 16,08 |
| Total            | 5.818      | 100   | 5.915      | 100   |

Fonte: Geres.

A tabela 6 mostra a média e o desvio padrão do nível socioeconômico dos alunos e da proficiência em cada onda de aplicação dos testes. Tanto considerando os alunos que fizeram todos os testes de português como aqueles que fizeram todos os testes de matemática, o nível socioeconômico dos alunos apresenta a mesma média, com uma pequena diferença no desvio padrão. Nota-se uma evolução das proficiências ao longo das ondas, que representa o aprendizado das crianças após o início do ensino fundamental.

**Tabela 6 - Média do NSE e Proficiência**

|                     | Português | Matemática |
|---------------------|-----------|------------|
| NSE                 | -0,06     | -0,06      |
| <b>Proficiência</b> |           |            |
| Onda 1              | 103,91    | 133,24     |
| Onda 2              | 123,76    | 133,24     |
| Onda 3              | 139,86    | 153,46     |
| Onda 4              | 154,86    | 195,48     |
| Onda 5              | 166,83    | 239,02     |

Fonte: Geres.

<sup>8</sup> O nível socioeconômico (nse) é calculado com informações sobre o grau de escolaridade das mães, a ocupação dos pais e da posse de bens permanentes em casa.

### 3 - Estratégia Empírica

Para avaliar a desigualdade de oportunidades educacionais o primeiro passo é definir quais características dos indivíduos estão fora de seu controle e que determinam seu nível de proficiência. De acordo com a Teoria da Igualdade de Oportunidades, estas características fora do controle das crianças não deveriam influenciar no nível de proficiência dos alunos e, portanto, as diferenças na proficiência em função destas características não são consideradas justas e deveriam ser eliminadas. Conforme linguagem utilizada na teoria, estas características fora do controle do indivíduo são chamadas de circunstâncias. Já um grupo de pessoas com as mesmas circunstâncias é denominado de tipo.

Neste artigo, são utilizadas três características do indivíduo: local de residência, nível socioeconômico<sup>9</sup> da família e raça da criança. Portanto, um tipo é composto de crianças que residem no mesmo município, possuem o mesmo nível socioeconômico e tem a mesma raça.

Dois aspectos são avaliados em relação à Igualdade de Oportunidades Educacionais. O primeiro aspecto analisa a evolução da desigualdade de oportunidades em relação ao nível de habilidades das crianças, medida através da proficiência em português e matemática. O segundo aspecto mede a desigualdade de oportunidades de acesso às escolas.

A desigualdade educacional medida em função da proficiência dos alunos vem sendo avaliada na literatura com o uso de técnicas gerais de desigualdade, como o índice de Theil e Gini. Entretanto, como destacam Ferreira e Gignoux (2011)<sup>10</sup>, como a proficiência é medida em escalas padronizadas (usando a TRI), o uso dos supracitados índices não são recomendados, pois não garantem invariabilidade ordinal.

Ferreira e Gignoux (2011) propõem o uso de medidas absolutas de desigualdade, como a variância ou desvio padrão, pois são medidas ordinalmente invariantes à padronização utilizada nas proficiências.

Já em relação à desigualdade de oportunidades, ou seja, a desigualdade em função de características consideradas injustas, trabalhos como os de Checchi e Peragne (2005) e Gamboa e Waltenberg (2012) utilizam a decomposição do índice de Theil para medir a desigualdade de oportunidades. Ferreira e Gignoux (2011) criticam esta técnica e propõem o uso de uma alternativa paramétrica. A técnica proposta é de simples aplicação, basta rodar uma regressão pelo método de MQO com as circunstâncias explicando a proficiência, a razão entre a variância explicada e variância total é a desigualdade de oportunidades. Esta razão é simplesmente o  $R^2$  da regressão.

A técnica proposta por Ferreira e Gignoux (2011) ainda permite seja avaliada a contribuição de cada circunstância na desigualdade de oportunidades. Os autores sugerem que o  $R^2$  seja decomposto com o uso da decomposição de Shapley-Shorrocks.

Para mensurar o grau de desigualdade de oportunidades de acesso à escola, o segundo aspecto avaliado em relação à Igualdade de Oportunidades Educacionais, utiliza-se a metodologia do Índice de Oportunidades Humanas – IOH, desenvolvido em Barros *et al* (2008). O acesso ao ensino fundamental no Brasil está praticamente universalizado, portanto, não faz sentido analisar as oportunidades de acesso. Portanto, a desigualdade de oportunidades de acesso à escola é calculada para o acesso às escolas de alta qualidade.

O Índice de Oportunidades Humanas – IOH – é composto por dois elementos: (i) o percentual de crianças com acesso à escola de alta qualidade, que indica as oportunidades disponíveis ( $\bar{p}$ ); e (ii) pela desigualdade na distribuição destas oportunidades entre os tipos definidos (D). O percentual de acesso e o índice de dissimilaridade são combinados de acordo com a equação (5) para formar o IOH. Portanto, o

---

<sup>9</sup> O nível socioeconômico (nse) é uma variável contínua formada pelo nível educacional das mães das crianças, ocupação dos pais e presença de bens de capital no domicílio. Para caracterizar os tipos, foram calculados quintis do nse.

<sup>10</sup> Agradecemos aos pareceristas anônimos da Revista Estudos Econômicos por este comentário.

índice é sensível tanto a um aumento no percentual de acesso quanto a uma melhora da distribuição das oportunidades condicionada às circunstâncias.

$$IOH = \bar{p}(1 - D) \quad (5)$$

Para o cálculo de  $D$ , utiliza-se o índice de Dissimilaridade de acordo com Barros *et al* (2008). A equação (6) apresenta a fórmula de cálculo para  $D$ .

$$D = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_{i=1}^n w_i |p_i - \bar{p}| \quad (6),$$

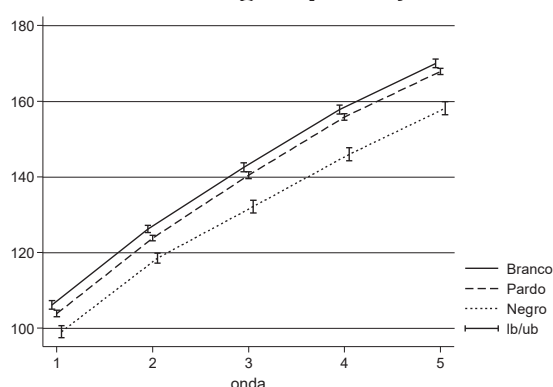
onde  $w_i = \frac{1}{n}$ , sendo que  $n$  é o total de crianças na amostra,  $\bar{p} = \sum_{i=1}^n w_i p_i$  e  $p_i$  é o valor ajustado de uma regressão logística, com a variável dependente representando o acesso a escola de alta qualidade, e as variáveis independentes representando características fora do controle das crianças. Neste artigo utiliza-se o município de residência, a cor da criança e o nível socioeconômico da família<sup>11</sup>.

#### 4 - Estatísticas Descritivas e Resultados

Os gráficos 1 e 2 apresentam a evolução das proficiência em português e matemática, respectivamente, para cada raça conforme declarada nos questionários do Geres. A evolução em português se dá a taxas decrescentes enquanto a evolução em matemática se dá a taxas crescentes. Tanto para a proficiência em português quanto em matemática as curvas para brancos e pardos evoluem de forma semelhante, mantendo-se a distância entre elas praticamente constante ao longo dos anos. Já a curva de proficiência para negros, além de já começar o período com uma distância maior em relação às outras duas curvas, aumenta esta distância ao longo do período analisado, indicando que a escola, além de não estar sendo capaz de reduzir a desigualdade entre as raças, está contribuindo para um aumento destas desigualdades.

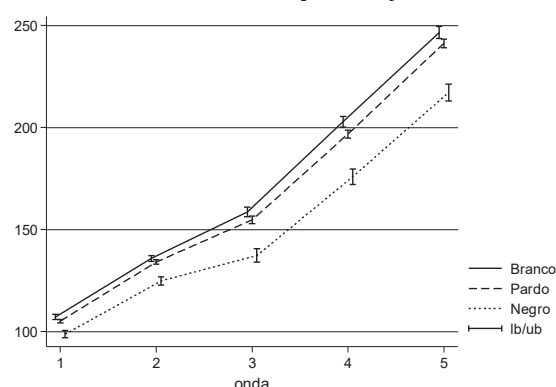
Os gráficos 3 e 4 apresentam a evolução dos níveis de proficiência para cada quintil de nível socioeconômico. Da mesma forma como acontece com a raça, o formato das curvas é semelhante para cada quintil e a distância entre as curvas na proficiência em matemática vai se ampliando, ou seja, a desigualdade entre os grupos socioeconômicos se amplia ao longo dos primeiros anos do Ensino Fundamental.

**Gráfico 1 - Evolução da Proficiência em Português por raça**



Fonte: elaborado pelos autores.

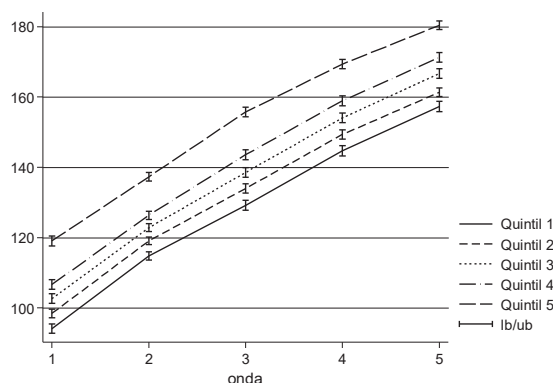
**Gráfico 2 - Evolução da Proficiência em Matemática por raça**



Fonte: elaborado pelos autores.

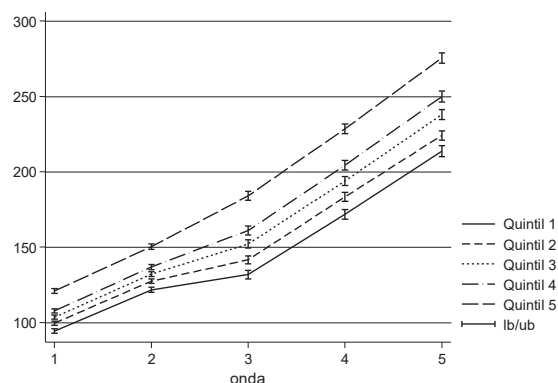
<sup>11</sup> Para outras aplicações da metodologia do IOH, ver Barros *et al* (2009), Contreras *et al* (2009), Foguel e Veloso (2010).

**Gráfico 3 - Evolução da Proficiência em Português por quintil de NSE**



Fonte: elaborado pelos autores.

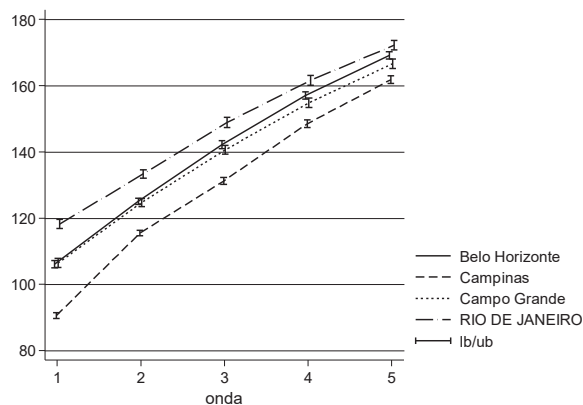
**Gráfico 4 - Evolução da Proficiência em Matemática por quintil de NSE**



Fonte: elaborado pelos autores.

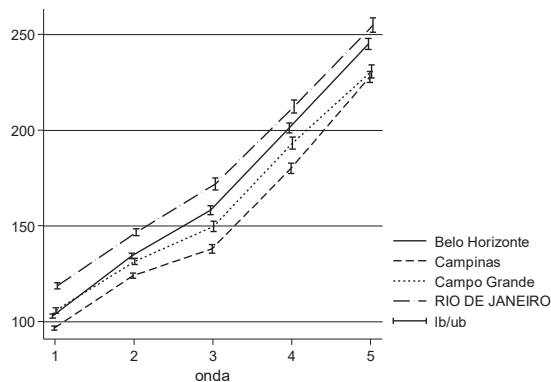
Os gráficos 5 e 6 apresentam a evolução da proficiência média por município em português e matemática, respectivamente. Nota-se uma evolução dos níveis de proficiência para todos os municípios e que as linhas não se cruzam, ou seja, os municípios mantêm suas posições relativas iniciais. Mas a distância entre as linhas se altera. Na proficiência em português a distância entre os municípios se reduz enquanto em matemática a distância se altera menos. Destaque para os municípios de Belo Horizonte e Campo Grande que se iniciam praticamente com o mesmo nível de proficiência, no entanto, na última onda, esta distância é visualmente perceptível, ou seja, as escolas de Belo Horizonte apresentam um maior nível de aprendizado do que as escolas de Campo Grande, este efeito é mais acentuado na proficiência em matemática. O município do Rio de Janeiro inicia com maiores níveis de proficiência e se mantém assim em todas as ondas, tanto para português quanto matemática. Campinas apresenta o pior resultado.

**Gráfico 5 – Evolução da Proficiência em Português por Municípios**



Fonte: elaborado pelos autores.

**Gráfico 6 – Evolução da Proficiência em Matemática por Municípios**



Fonte: elaborado pelos autores.

A tabela 7 apresenta o número de escolas e de alunos para as escolas de alta qualidade e de baixa qualidade. São utilizados dois valores para definir a divisão entre escolas de alta qualidade e baixa qualidade. Primeiro utiliza-se como parâmetro a média do IDEB dos municípios participantes do Projeto Geres. Em seguida, a média do Brasil para o ano de 2005.

Ao considerar como limiar a média dos municípios participantes do Geres, 33% das escolas são classificadas como de alta qualidade e estas escolas se encontram melhor distribuídas entre as redes de ensino e municípios. Por último, utilizando a média das escolas públicas do Brasil, 89% das escolas se

classificam como de alta qualidade. Portanto, a segunda classificação permite uma análise geral, pois as escolas consideradas de alta qualidade estão bem distribuídas entre os municípios e rede de ensino, e com a última classificação é possível perceber o efeito das escolas de qualidade mais baixa.

**Tabela 7 - Número de Alunos e Escolas por situação de qualidade**

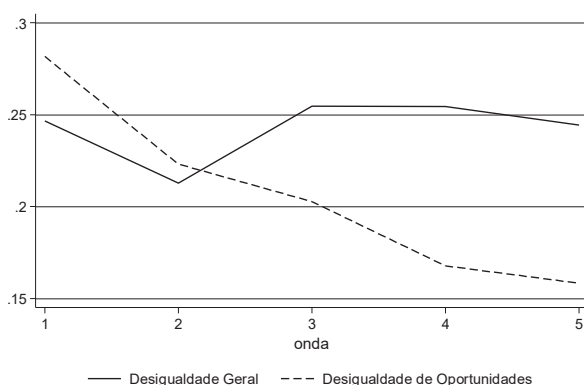
| Classificação da escola | Alunos          | Escolas         |
|-------------------------|-----------------|-----------------|
| IDEB 4.5                | Alta Escola     | 2.246<br>(0,38) |
|                         | Baixa qualidade | 49<br>(0,33)    |
| IDEB 3.6                | Alta Escola     | 3.669<br>(0,62) |
|                         | Baixa qualidade | 100<br>(0,67)   |
| Total                   | Alta Escola     | 5.193<br>(0,88) |
|                         | Baixa qualidade | 133<br>(0,89)   |
| Total                   | Alta Escola     | 722<br>(0,12)   |
|                         | Baixa qualidade | 16<br>(0,11)    |
| Total                   |                 | 5.915<br>(1,0)  |
|                         |                 | 149<br>(1,0)    |

Fonte: elaborado pelos autores.

Nota: percentual entre parênteses.

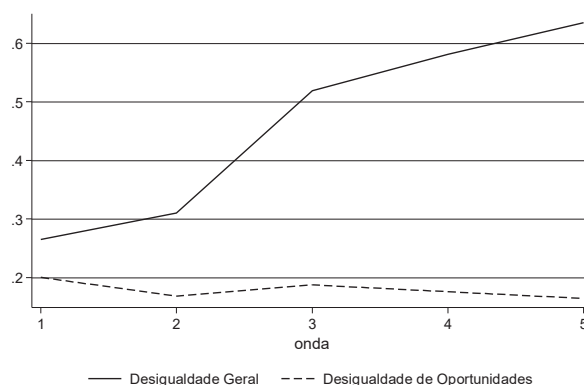
Os gráficos 7 e 8 apresentam a evolução da desigualdade geral (desvio padrão<sup>12</sup>) e da desigualdade de oportunidades ( $R^2$ ) para a proficiência em português e matemática. O  $R^2$  está indicando o efeito conjunto da desigualdade entre os municípios, nível socioeconômico e raça na desigualdade geral nas proficiências. Nota-se que, para a proficiência em português, a desigualdade geral oscila, mas termina o período no mesmo patamar dos valores iniciais. Já a desigualdade de oportunidades se reduz drasticamente no período, ou seja, o efeito das circunstâncias diminui depois do início do Ensino Fundamental. Já a análise para a proficiência em matemática, a desigualdade aumenta, mas a contribuição das circunstâncias diminui, ou seja, a escola está contribuindo para o aumento da desigualdade, mas reduzindo o efeito da origem familiar.

**Gráfico 7 - Evolução da Desigualdade - Proficiência em Português**



Fonte: elaborado pelos autores.

**Gráfico 8- Evolução da Desigualdade - Proficiência em Matemática**



Fonte: elaborado pelos autores.

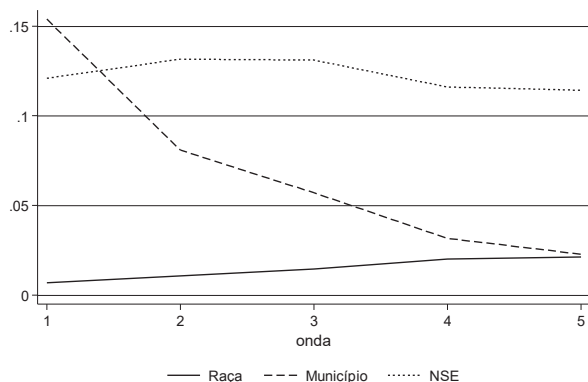
Como o  $R^2$  só fornece informações sobre o efeito agregado dos três fatores que estão sendo controlados, calcula-se também a contribuição marginal (com o uso da decomposição de Shapley), que mede efeito isolado de cada variável. Os gráficos 9 e 10 apresentam a evolução da contribuição marginal

<sup>12</sup> Os valores dos desvios padrão foram divididos por 100 para poderem ser plotados no gráfico junto com os valores do  $R^2$ , o objetivo é avaliar a evolução e não os valores absolutos.



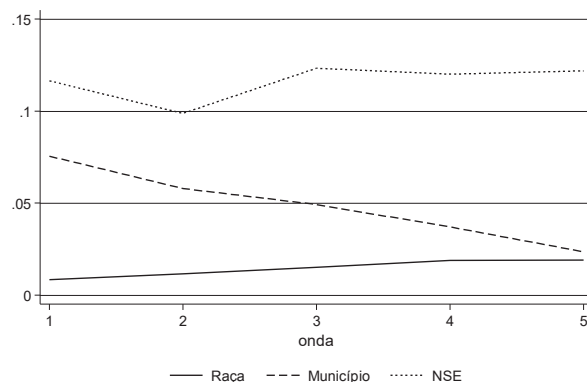
de cada variável. Tanto para a proficiência em português quanto para a proficiência em matemática a contribuição do município de residência decresce de forma acentuada no período e a contribuição da raça, embora de pequena magnitude, aumenta. Em relação ao nível socioeconômico, o comportamento não exibe um padrão definido como para as outras duas circunstâncias analisadas. Para português, existe um aumento no início do período e depois a contribuição começa a se reduzir, terminando a série em um patamar um pouco inferior ao início. Já para matemática o comportamento é o oposto, nota-se uma redução da contribuição do nível socioeconômico no início e depois um aumento, terminado o período com valores ligeiramente superiores.

**Gráficos 9 -- Contribuição marginal - Português**



Fonte: elaborado pelos autores.

**Gráficos 10 -- Contribuição marginal - Matemática**



Fonte: elaborado pelos autores.

Percebe-se que a redução na desigualdade de oportunidades, tanto para a proficiência em português como para a proficiência em matemática, foi puxada pela queda na contribuição do local de origem. Portanto, com a análise da taxa marginal pode se perceber que a escola pública está sendo capaz de diminuir o efeito do município de residência, mas está potencializando o efeito do da raça e tendo pouco impacto no efeito do nível socioeconômico.

As escolas brasileiras e as escolas da amostra analisada são heterogêneas e, portanto, os resultados apresentados para todas as escolas podem se alterar se for definido algum grupo de escola. Conforme mencionado na seção metodológica, neste artigo utiliza-se o IDEB para separar as escolas em de alta qualidade e de baixa qualidade de acordo com um limite de valor pré-estabelecido. A tabela 8 apresenta os valores do índice do desvio padrão e do  $R^2$ , separados para as escolas de alta qualidade e baixa qualidade, para as proficiências em português e matemática para cada classificação adotada.

O comportamento para as duas classificações adotadas foi o mesmo, apenas com diferenças nas magnitudes. Para português, existe uma diminuição das desigualdades de oportunidades ( $R^2$ ) tanto para as escolas de boa qualidade quanto para as escolas de baixa qualidade. Já em relação à desigualdade geral, apenas as escolas de alta qualidade conseguem reduzi-la. Para a proficiência de matemática, a desigualdade geral aumenta nos dois grupos de escola e a desigualdade de oportunidade se reduz.

A Tabela 9 apresenta os valores das contribuições marginais para as proficiências em português e matemática separadas por escolas de alta qualidade e baixa qualidade de acordo com as duas classificações estabelecidas.

Em relação à proficiência em português destaca-se o aumento da contribuição da raça para a desigualdade nas duas classificações, tanto para as escolas de alta qualidade quanto para as de baixa qualidade. Para as escolas de baixa qualidade as magnitudes são ainda maiores, chegando a mais de 700% de aumento no período para as escolas de baixa qualidade com a classificação do IDEB de 4,5. O nível socioeconômico reduz sua contribuição com magnitudes similares nas duas classificações, tanto para as escolas de alta qualidade quanto nas de baixa. Apenas para a contribuição do município é que existe uma diferença entre as escolas de alta e baixa qualidade. Nas escolas de alta qualidade o efeito do município

diminui, mas para a classificação com o DEB mais alto, o município aumenta sua contribuição nas escolas de baixa qualidade.

**Tabela 8 – Desigualdade Geral e de Oportunidades de acordo com IDEB**

| Onda       | Português      |        |                 |        | Matemática     |        |                 |        |
|------------|----------------|--------|-----------------|--------|----------------|--------|-----------------|--------|
|            | Alta Qualidade |        | Baixa Qualidade |        | Alta Qualidade |        | Baixa Qualidade |        |
|            | Desvio Padrão  | R2     | Desvio Padrão   | R2     | Desvio Padrão  | R2     | Desvio Padrão   | R2     |
| IDEB = 4.5 |                |        |                 |        |                |        |                 |        |
| 1          | 24.243         | 0.383  | 22.842          | 0.149  | 27.836         | 0.287  | 23.633          | 0.071  |
| 2          | 20.488         | 0.277  | 19.652          | 0.102  | 30.894         | 0.240  | 29.015          | 0.063  |
| 3          | 24.388         | 0.246  | 23.813          | 0.096  | 50.933         | 0.244  | 48.379          | 0.084  |
| 4          | 23.791         | 0.193  | 24.650          | 0.084  | 56.650         | 0.215  | 54.337          | 0.079  |
| 5          | 22.346         | 0.175  | 23.813          | 0.076  | 61.101         | 0.190  | 58.871          | 0.064  |
| (5-1)%     | -7.83          | -54.33 | 4.25            | -49.46 | 119.51         | -33.76 | 149.11          | -9.61  |
| IDEB = 3.6 |                |        |                 |        |                |        |                 |        |
| 1          | 24.210         | 0.261  | 23.320          | 0.218  | 26.230         | 0.183  | 24.531          | 0.151  |
| 2          | 20.879         | 0.207  | 20.094          | 0.142  | 30.484         | 0.153  | 30.234          | 0.120  |
| 3          | 25.084         | 0.188  | 24.368          | 0.147  | 51.449         | 0.174  | 46.647          | 0.130  |
| 4          | 25.012         | 0.158  | 25.300          | 0.114  | 57.272         | 0.164  | 55.599          | 0.108  |
| 5          | 23.924         | 0.150  | 24.781          | 0.083  | 62.803         | 0.161  | 58.876          | 0.045  |
| (5-1)%     | -1.18          | -42.55 | 6.27            | -61.77 | 139.43         | -11.95 | 140.00          | -69.94 |

Fonte: elaborado pelos autores.

**Tabela 9 – Contribuição Marginal do Município (munic), Nível Socioeconômico (nse) e Raça.**

| Onda       | Português      |        |       |                 |        |        | Matemática     |        |        |                 |        |        |
|------------|----------------|--------|-------|-----------------|--------|--------|----------------|--------|--------|-----------------|--------|--------|
|            | Alta qualidade |        |       | Baixa qualidade |        |        | Alta qualidade |        |        | Baixa qualidade |        |        |
|            | raça           | nse    | munic | raça            | nse    | munic  | raça           | nse    | munic  | raça            | nse    | munic  |
| IDEB = 4.5 |                |        |       |                 |        |        |                |        |        |                 |        |        |
| 1          | 0.009          | 0.253  | 0.121 | 0.002           | 0.113  | 0.034  | 0.010          | 0.166  | 0.111  | 0.005           | 0.035  | 0.031  |
| 2          | 0.010          | 0.142  | 0.125 | 0.005           | 0.060  | 0.037  | 0.008          | 0.143  | 0.090  | 0.009           | 0.026  | 0.028  |
| 3          | 0.011          | 0.105  | 0.129 | 0.012           | 0.048  | 0.037  | 0.015          | 0.110  | 0.118  | 0.011           | 0.036  | 0.036  |
| 4          | 0.015          | 0.057  | 0.121 | 0.019           | 0.030  | 0.035  | 0.019          | 0.075  | 0.122  | 0.013           | 0.034  | 0.031  |
| 5          | 0.018          | 0.047  | 0.110 | 0.017           | 0.022  | 0.036  | 0.022          | 0.069  | 0.100  | 0.012           | 0.014  | 0.037  |
| (5-1)%     | 107.59         | -81.46 | -8.86 | 785.30          | -80.26 | 5.44   | 111.81         | -58.31 | -10.73 | 155.51          | -58.99 | 20.65  |
| IDEB = 3.6 |                |        |       |                 |        |        |                |        |        |                 |        |        |
| 1          | 0.009          | 0.136  | 0.117 | 0.003           | 0.193  | 0.022  | 0.010          | 0.063  | 0.109  | 0.011           | 0.110  | 0.030  |
| 2          | 0.013          | 0.066  | 0.128 | 0.002           | 0.120  | 0.020  | 0.013          | 0.047  | 0.092  | 0.013           | 0.086  | 0.020  |
| 3          | 0.017          | 0.041  | 0.130 | 0.006           | 0.125  | 0.016  | 0.019          | 0.037  | 0.117  | 0.008           | 0.097  | 0.024  |
| 4          | 0.023          | 0.021  | 0.115 | 0.010           | 0.089  | 0.015  | 0.022          | 0.027  | 0.115  | 0.011           | 0.071  | 0.026  |
| 5          | 0.024          | 0.014  | 0.112 | 0.014           | 0.053  | 0.016  | 0.022          | 0.022  | 0.117  | 0.011           | 0.016  | 0.018  |
| (5-1)%     | 169.67         | -89.31 | -4.21 | 324.53          | -72.31 | -25.17 | 119.00         | -65.34 | 6.93   | -0.13           | -85.05 | -39.71 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Analisando a evolução das circunstâncias para a proficiência em matemática, novamente percebe-se um elevado aumento da contribuição da raça para a desigualdade, no entanto, este resultado não ocorre

para as escolas de baixa qualidade utilizando a classificação mais baixa do IDEB. O nível socioeconômico reduz sua contribuição em todos os casos analisados e o município, a exemplo do que ocorreu para português, o efeito se reduz com exceção das escolas de baixa qualidade para a classificação de 4,5.

A tabela 10 apresenta os resultados para o cálculo do índice de oportunidades de acesso a escola de alta qualidade - IOH. Foram calculados os índices considerando as duas classificações de escola de alta qualidade. São apresentados os valores para os dois componentes do IOH, taxa de cobertura e índice de dissimilaridade.

Considerando a classificação mais alta, a desigualdade de acesso se situa em torno de 20%, enquanto que para a classificação com limite mais baixo, apenas 5% do acesso devem ser redistribuídos. A última coluna da tabela apresenta os valores do IOH, quanto mais próximo de 1 melhor o nível de oportunidades de acesso a escolas de alta qualidade. Os valores aumentam de acordo a redução do limite de classificação. Considerando a classificação intermediária, nota-se que o índice se situa bem abaixo de 1, ou seja, o nível de oportunidades de acesso a escola de alta qualidade é baixo para a amostra analisada.

**Tabela 10 - Índice de Oportunidades de Acesso a Alta Escola**

|          | <b>Taxa de Cobertura</b> | <b>Dissimilaridade</b> | <b>IOH</b> |
|----------|--------------------------|------------------------|------------|
| IDEB 4,5 | 0,4161                   | 0,1974                 | 0,3339     |
| IDEB 3,6 | 0,8760                   | 0,0534                 | 0,8292     |

Fonte: elaborado pelos autores.

## 5 - Considerações Finais

O artigo investiga o papel da escola no processo de geração/redução das desigualdades de habilidades entre os indivíduos. Esta análise foi realizada utilizando o arcabouço teórico da Igualdade de Oportunidades. Para mensurar as habilidades foram utilizados os níveis de proficiência em matemática e português. Considerando a heterogeneidade das escolas e que uma escola de alta qualidade pode produzir efeitos diferentes em relação a uma escola de baixa qualidade, os cálculos foram efetuados separando as escolas em grupos de escolas de alta qualidade e escolas de baixa qualidade. Para a definição do que é uma escola de alta qualidade, utilizou-se o IDEB como parâmetro de referência e foram testadas duas classificações diferentes, uma considerando como linha divisória entre escolas de alta qualidade e baixa qualidade a média dos municípios do Geres e a outra utilizando a média das escolas públicas do Brasil.

Os resultados encontrados diferem entre as proficiências em matemática e português e entre as diferentes classificações utilizadas. Para a proficiência em português, a desigualdade geral praticamente não se altera, enquanto que a contribuição da origem social se reduz após o início do ensino fundamental. Considerando o efeito isolado de cada circunstância, percebe-se que a redução da desigualdade de oportunidades foi puxada pela redução da contribuição dos municípios. O efeito do nível socioeconômico tem uma alteração pequena, enquanto que a raça se eleva de maneira vertiginosa. Para a proficiência em matemática a desigualdade geral tem uma forte elevação no período. Já a desigualdade de oportunidades se reduz.

Além de verificar a evolução da desigualdade em proficiência e o papel da escola neste processo e no combate a desigualdade de oportunidades, o artigo também analisa se o acesso a escolas de alta qualidade é influenciado pelas circunstâncias do indivíduo. Os resultados indicam que existe uma desigualdade de oportunidades no acesso a escolas de alta qualidade, ou seja, o município de residência, o nível socioeconômico das famílias e a raça das crianças influenciam o acesso a estas escolas.

Como contribuição para a formulação de políticas voltadas a redução das desigualdades de habilidades, o artigo destaca o efeito da escola nesse processo e o fato de que escolas de alta qualidade apresentam resultados melhores na redução das desigualdades. De uma forma geral, a desigualdade de habilidades na proficiência em português vem se reduzindo, enquanto que em relação à proficiência em matemática se eleva. No entanto, considerando as escolas de alta qualidade, esta desigualdade também se

reduz. Portanto, é necessário equalizar as oportunidades de acesso a escolas de alta qualidade, uma vez que este acesso está relacionado com a origem social das famílias. Por fim, nota-se que as crianças já iniciam o ensino fundamental com uma alta desigualdade condicionada às suas circunstâncias, portanto, devem ser pensadas políticas para a primeira infância, com o objetivo de reduzir as desigualdades logo no início da formação de habilidades.

## 6 - Referências

Andrade, D. F e Miranda, E. C. M. (2004). GERES: Relatório do Plano Amostral. GERES-2005. Disponível em: < <http://www.geres.ufmg.br>>. Acesso em: 22/05/2011.

Arneson, R. (1989). Equality of Opportunity for Welfare. *Philosophy Studies*. 56: 77–93.

Arneson R. J. (1990). Liberalism, Distributive Subjectivism, and Equal Opportunity for Welfare. *Philosophy and Public Affairs*, 19: 158-194.

Barros, R. P., Ferreira, F., Veja, J. M., Saavedra, J. (2008). Measuring Inequality of Opportunities in Latin America and the Caribbean. The World Bank, Washington, DC.

Barros, R. P. *et al.* Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean. Washington, DC: Palgrave Macmillan and the World Bank, 2009. 222 p.

Barros, R. P., & Mendonça, R.S.P. (1996). Os Determinantes da Desigualdade no Brasil. *Economia brasileira em perspectiva*. Rio de Janeiro: IPEA, p.421-474.

Barros, R. P., Veja, J. M., Saavedra, J. (2008). Measuring Inequality of Opportunities for Children. World Bank (Texto para Discussão).

Barros, R. P, Foguel, M. N., Ulyssea, G. (Org.) (2007). Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, v.2.

Becker, G.S. (1964). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. University of Chicago Press: Chicago, IL.

Bonelli, R & Sedlacek, G. L. (1989). Distribuição de Renda: Evolução no Último Quarto de Século. In Sedlacek, G. L. e Barros, R. P. Mercado de Trabalho e Distribuição de Renda: Uma Coletânea, (Rio de Janeiro: IPEA; Série Monográfica 35).

Bourguignon, F., Ferreira, F., Menendez, M. (2003). Inequality of Out-Comes and Inequality of Opportunities in Brazil. Policy Research, The World Bank, Washington DC (Texto para Discussão 3174).

Brooke, N. Soares, J. F. (org) (2008). Pesquisa em eficácia escolar: origens e trajetórias. Belo Horizonte: Editora da UFMG.

Checchi, D. & Peragine, V. (2010). Inequality of Opportunity in Italy. *Journal of Economic Inequality*, 8(4): 429-450.

Checchi, D., Peragine, V., Serlenga, L. (2009). Income Inequality and Opportunity Inequality in Europe. Departamento de economia pública e urbana – Universidade de Pavia, Itália (Texto para Discussão).

- Cohen, G. A. (1989). On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics* 99: 906–44.
- Coleman, J. S. (1966). Equality of Educational Opportunity (COLEMAN) Study (EEOS), [Computer file]. ICPSR06389-v3. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2007-04-27. doi:10.3886/ICPSR06389
- Contreras, D., Larrañaga, O., Puentes, E. e Rau, T. (2009). The Evolution of Opportunities for Children in Chile 1990-2006. Departamento de Economia da Universidade do Chile (Texto para Discussão).
- Cunha, F. & Heckman, J. (2007). The Technology of Skill Formation. *American Economic Review*, 97(2): 31–47.
- Cunha, F. & Heckman, J. (2009). The Economics and Psychology of Inequality and Human Development. *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, v. 7(2-3), pp. 320-364.
- Cunha, F., Heckman, J., Lochner, L., Dimitriy, V. M. (2005). Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation. In National Bureau of Economic Research, Inc.
- De Gaer, D. V., Martinez, M., Schokkaert, E. (1998). Measuring Intergenerational Mobility and Equality of Opportunity. Department of Economics, Finance and Accounting, National University of Ireland – Maynooth (Texto para Discussão 780598).
- Deininger, K. & Squire, L. (1996). A New Data Set Measuring Income Inequality. *World Bank Economic Review*, 10: 565-591.
- Dworkin, R. (1981a). What Is Equality? Part 1: Equality of Welfare. *Philosophy & Public Affairs*, 10: 185–246.
- Dworkin, R. (1981b). What Is Equality? Part 2: Equality of Resources. *Philosophy & Public Affairs*, 10: 283-345.
- Ferreira, F. H. G. (2000). Os Determinantes da Desigualdade de Renda no Brasil: Luta de Classes ou Heterogeneidade Educacional? Departamento de Economia PUC-Rio (Texto para Discussão 415).
- Ferreira, F. H. G. & Litchfield, J. A. (1996). Growing Apart: Inequality and Poverty Trends in Brazil in the 1980s. LSE – STICERD – DARP (Texto para Discussão 23), London.
- Ferreira, F. H. G. & Litchfield, J. A. (1999). Educacion o Inflacion?: Explicando La Desigualdad en Brasil em La Decada de los Ochenta. Ch.4 in Cardenas and Lustig (eds.) Pobreza y Desigualdad en America Latina, (Bogota: Tercer Mundo Editores).
- Ferreira, F. H. G. & Gignoux, J. (2008). The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. The World Bank Policy Research (Texto para Discussão 4659).
- Fleurbaey, M. (1995). Three Solutions for the Compensation Problem. *Journal of Economic Theory*, 65: 505–521.
- Fleurbaey, M. & Peragine, V. (2009). Ex ante versus Ex post Equality of Opportunity. mimeo.
- Fleurbaey, M. (2008). Fairness, Responsibility and Welfare. Oxford University Press.

- Fishlow, A. (1972). Brazilian Size Distribution of Income. *American Economic Review*, 62: 391-402.
- Foguel, M.N. & Veloso, F.(2010). Inequality of Opportunity of Daycare and Preschool Services in Brazil. *Anais do 38º Encontro Nacional de Economia*.
- Hoffman, R. (1989). Evolução da Distribuição da Renda no Brasil, Entre Pessoas e Entre Famílias, 1979/86, in Sedlacek, G. L. e Barros, R. P. Mercado de Trabalho e Distribuição de Renda: Uma Coletânea, (Rio de Janeiro: IPEA; Série Monográfica #35).
- Kranich, L. (1996). Equitable Opportunities: an Axiomatic Approach. *Journal of Economic Theory*, 71: 131-147.
- Lam, D. & Levison, D. (1990). Idade, Experiência, Escolaridade e Diferenciais de Renda: Estados Unidos e Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 2(2).
- Langoni, C. G. (1973). Distribuição da Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil. Rio de Janeiro, Editora Expressão e Cultura.
- Lefranc, A., Pistolesi, N., Trannoys, A. (2006). Inequality of Opportunities vs. Inequality of Outcomes: Are Western Societies All Alike? Society for the Study of Economic Inequality (Texto para Discussão).
- Núñez, J. & Tartakowsky A.(2009). The Relationship Between Inequality of Outcomes and Inequality of Opportunities in a High-inequality Country: The Case of Chile. *Séries Documentos de Trabalho*, n. 292.
- Peragine, V. (1999). The Distribution and Redistribution of Opportunity. *Journal of Economic Surveys*, 13: 37-69.
- Peragine, V. & Serlenga, L. (2007). Higher Education and Equality of Opportunity in Italy. University of Bari, November 6.
- Rawls, J. (1971). A Theory of Justice. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Roemer, J.E. (1993). A Pragmatic Theory of Responsibility for the Egalitarian Planner. *Philosophy and Public Affairs*, 22: 146-166.
- Roemer, J. E. (1996). Theories of Distributive Justice. Harvard University Press, Cambridge.
- Roemer, J. E.(1998). Equality of Opportunity. Harvard University Press, Cambridge.
- Ramos, L. (1993). A Distribuição de Rendimentos no Brasil: 1976/85. IPEA: Rio de Janeiro.
- Scorzafave, L. G. & Ferreira, R. A. (2011). Desigualdade de Proficiência no Ensino Fundamental Público Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. *Economia*, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia. 12(2): 337-359.
- Sen, A. (1976). Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica*, 44: 219-232.
- Sen, A.(1979). Equality of what? The Tanner Lecture on Human Values. *Stanford University*.



Soares, J. (2006). Measuring cognitive achievement gaps and inequalities: The case of Brazil. *International Journal of Educational Research*, 45(3): 176-187.

Van de Gaer, D. (1993). Equality of Opportunity and Investment in Human Capital. Ph.D. dissertation, Catholic University of Louvain.

Waltenberg, F. D. & Vandenberghe, V. (2006). What Does it Take to Achieve Equality of Opportunity in Education? An Empirical Investigation Based on Brazilian Data. *Economics of Education Review* 26: 710-724.

World Bank (2006). World Development Report 2006: Equity and Development. The World Bank and Oxford University Press, Washington, DC.

# EFEITOS ECONÔMICOS DA PROPOSTA DE REDUÇÃO TARIFÁRIA SOBRE AS OPERAÇÕES DOMÉSTICAS DE CABOTAGEM NO BRASIL (2013-2025)

Admir Antonio Betarelli Junior \*

Edson Paulo Domingues °

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar os efeitos econômicos de longo prazo da proposta de redução tarifária nas operações domésticas de cabotagem (2013-2025) com uma possível liberalização do mercado, assim como explorar as propriedades de um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) dinâmico capaz de lidar com algumas formas de imperfeições de mercado, como retornos crescentes de escala e competição imperfeita, em muitos setores da economia. Os principais resultados apontam que esta política tarifária promove efeitos positivos de longo prazo sobre o crescimento do PIB, das exportações e investimentos. Por outro lado, as projeções setoriais destas políticas indicam prováveis efeitos negativos sobre a atividade de cabotagem e efeitos positivos sobre a produção dos setores intensivos no uso deste transporte.

## ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the objective to discuss the long turn economic impacts of tariff change, instituted in 2013, on domestic operations of the Brazilian cabotage freight sector, as well as explore some analytic potential of the dynamic Computable General Equilibrium (CGE) model which captures some forms of market imperfections (such as increasing returns to scale, imperfect markets). The main findings of this application indicated that tariff policies promote positive long turn effects on GDP growth, exports, and investments. In addition, the sectorial projections of such policies suggest a negative effects on cabotage sector and positive effects on sectors' production, which are most dependent on cabotage.

## 1 INTRODUÇÃO

Conforme a legislação brasileira (lei 10. 893/04), a navegação de cabotagem é aquela realizada entre os portos e terminais brasileiros, utilizando exclusivamente a via marítima ou a via marítima e as interiores. No Brasil, essa modalidade de transporte é regulada pela Agência Nacional de Transportes Aquaviários (ANTAQ) e também está sujeita as normas estabelecidas da Agência Nacional do Petróleo (ANP) e da Diretoria de Portos e Costas da Marinha do Brasil. A ANTAQ regula e fiscaliza todo o mercado de cabotagem, porém a atividade de transporte de combustíveis é sujeita também a autorização da ANP. As empresas de transporte devem ainda utilizar embarcações detentoras de Declaração de Conformidade emitida pela Diretoria de Portos e Costas da Marinha do Brasil (LACERDA, 2004).

A regulação da ANTAQ visa garantir modicidade tarifária do setor de cabotagem (artigo 20 da lei 10.233), além de reprimir eventuais ações econômicas que se caracterizem como anticompetitivas no mercado (artigo 12). Um aspecto relevante na regulação exercida pela ANTAQ é a política protecionista adotada para as embarcações de bandeira brasileira (EBNs), as quais têm o direito de reserva exclusiva para atuar no mercado de cabotagem brasileiro (Lei nº 9.432, de 1997). Conforme a ANTAQ (2009), a reserva de mercado na navegação de cabotagem é uma prática comum utilizada por diversos países com tradição marítima, com o propósito de preservar a frota própria e a regulação sobre o mercado doméstico da navegação. As embarcações estrangeiras só podem atuar no mercado nacional quando afretadas pelas EBNs, embora sob uma série de normas regulamentadas pela ANTAQ. Ou seja, a lei 9.432/1997 define as condições para o afretamento de embarcações estrangeiras na navegação de cabotagem, nas quais são avaliadas as modalidades de afretamento (viagem ou tempo), as indisponibilidades ou inexistências de embarcações de bandeira brasileira (EBNs) por tipo e porte, ou as necessidades de substituição às embarcações em construção no país, em estaleiro brasileiro, com contrato em eficácia enquanto durar a construção (ANTAQ, 2011a). De acordo com Lacerda (2004), ao estabelecer as condições de atuação das embarcações estrangeiras, abriram-se as possibilidades de quebra do monopólio das EBNs na navegação de cabotagem.

---

\* Doutor em Economia (CEDEPLAR/UFMG) e professor efetivo UFJF; ° Professor Adjunto pelo CEDEPLAR/UFMG.

Segundo o GEIPOT (1999), existe uma vantagem para manter essa política protecionista, principalmente nos países que possuem uma marinha mercante inexpressiva. A abertura unilateral desse mercado para companhias estrangeiras pode expor a empresa nacional à concorrência desigual com as estrangeiras economicamente mais fortes, que podem praticar preços predatórios por prazo determinado com o propósito de desestabilizar a concorrência (NÓBREGA, 2008). Por outro lado, o protecionismo pode induzir uma alocação ineficiente de recursos e baixa qualidade dos serviços prestados pelas EBNs no mercado de cabotagem brasileiro. Hodgson e Brooks (2004) sinalizam que para impulsionar a competitividade do mercado, as políticas marítimas para a navegação de cabotagem precisariam incluir fatores concorrenciais decorrentes do mercado internacional, como: custo fixo de aquisição da embarcação mais baixo; custo variável de operação da embarcação (mão-de-obra, combustível e outros) mais baixo e embarcações tecnologicamente mais avançadas (velocidade, tamanho, especialização e outros).

Há um debate acerca da liberalização do mercado de cabotagem brasileiro. Nóbrega (2008), por exemplo, defende que a reserva das EBNs deve ser sustentada, uma vez que não existem evidências que o país se beneficiaria com a sua eliminação. Em primeiro momento, preços de frete menores podem ser alcançados, porém não há garantia de que as empresas estrangeiras venham a mantê-los no médio prazo. Conforme o autor, tais empresas poderiam, num segundo momento, maximizar as receitas de fretes na cabotagem para, posteriormente, subsidiar outros comércios mais competitivos. Conceder mercado para as transportadoras internacionais poderia extinguir os competidores nacionais e instalar um regime não-competitivo de transporte de cabotagem no Brasil.

No mercado de cabotagem, a política protecionista se associa a uma política econômica voltada para a construção naval, que visa a garantir a demanda para ambos os setores. Se a proteção do mercado gera uma demanda cativa às EBNs, estas, por sua vez, garantem demanda para os estaleiros nacionais (MOURA e BOTTER, 2011). As empresas que atuam no mercado de cabotagem contam com um sistema de tributação negativa, pelo qual recebem recursos públicos para seus investimentos através do Fundo de Marinha Mercante (FMM). Esses recursos se originam de uma alíquota de 10% sobre o valor do frete de cabotagem, também conhecida como “Adicional de Frete para Renovação da Marinha Mercante (AFRMM)”. Os recursos arrecadados com o AFRMM neste mercado são depositados em contas das empresas de navegação e somente podem ser usados para serviços de reparo e conversões de embarcações ou financiamento da construção de novas embarcações.

O adicional de 10% no frete para AFRMM<sup>1</sup> permite reduzir o custo de capital das empresas de navegação ou sanar dívidas pelas aquisições de navios, fabricados no território nacional e que, na maioria das vezes, são maiores que os produzidos no mercado internacional. A política econômica vinculada, particularmente, ao mercado de cabotagem é projetada para fomentar a demanda da construção naval (LACERDA, 2004). Lacerda (2004) e Moura e Botter (2011) compartilham a ideia que tais políticas podem ser conflitantes. Se, de um lado, a legislação busca promover a modicidade tarifária, isto é, a provisão de serviços de navegação de cabotagem a preços acessíveis, de outro, a alíquota de 10% sobre o valor do frete pode vir a ser repassada para os usuários. Embora a empresa seja a responsável em realizar o pagamento adicional, na prática é o usuário que arcar com o AFRMM. Assim, a estrutura financeira do FMM provoca indiretamente o pagamento de um frete maior por parte dos consumidores e pode perdurar durante toda a vida útil do navio – condição para que os pagamentos futuros das prestações do navio sejam viabilizados. Portanto, os usuários subsidiam o custo de capital das empresas (LACERDA, 2004).

A própria ANTAQ (2009) aponta que essa incidência do AFRMM é gravame imposto pelo poder público, uma vez que propicia uma desvantagem econômica à cabotagem quando comparada com o modal rodoviário. Nas condições atuais, esta desvantagem não é compensada pelo fato dos armadores brasileiros usufruírem de capital para construção de novas embarcações em condições vantajosas. Uma alternativa proposta pela própria agência seria eliminar o AFRMM nas operações de cabotagem, mas mantê-lo nas importações como forma de subsídio cruzado ao setor. Caso o FMM não se adapte a nova realidade, dificilmente a cabotagem brasileira terá custos competitivos.

<sup>1</sup> O AFRMM tem a finalidade de atender aos gastos da intervenção da União no apoio ao desenvolvimento da Marinha Mercante e da indústria de construção e reparação naval brasileiras, constituindo fonte básica do Fundo da Marinha Mercante (FMM), conforme prescreve o art. 3º da Lei nº 10.893/04.

É nesse mote de pesquisa que originam duas principais motivações de estudo para esse trabalho. Primeiro, analisar os efeitos econômicos da política tarifária proposta pela ANTAQ no atual regime concorrencial de protecionismo e de uma possível liberalização do mercado de cabotagem. Essa política altera a estrutura de preços relativos na economia e, consequentemente, há uma realocação dos recursos nas interdependências setoriais no Brasil. A distribuição e intensidade destes efeitos no sistema produtivo dependem das relações diretas e indiretas relacionadas ao uso do transporte de cabotagem no Brasil. E segundo, averiguar os efeitos dessa política tarifária considerando características distintas do sistema produtivo brasileiro: quando ele é composto majoritariamente por setores “diferenciados” ou por setores “homogêneos”. Em suma, esse trabalho procura responder a um problema aplicado para a economia brasileira: *Quais seriam os impactos projetados da política de redução do AFRMM em 2013 nas operações domésticas de cabotagem até 2025 para diferentes regimes concorrenciais e quando diferentes hipóteses são atribuídas para alguns setores do sistema produtivo?*

O tratamento deste problema requer uma metodologia que considere de maneira sistemática às relações intersetoriais, assim como o detalhamento dos serviços de transporte e os fenômenos de retornos crescentes de escala e competição imperfeita. Diante disto, este trabalho utiliza o modelo BIM-T (*Brazilian Imperfect Market and Transport*), um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) dinâmico capaz de lidar com algumas formas de imperfeições de mercado, como retornos crescentes de escala e competição imperfeita, em muitos setores da economia (BETARELLI JUNIOR, 2013).

## 2 O MODELO BIM-T

O BIM-T (*Brazilian Imperfect Market and Transport*) é um modelo dinâmico recursivo, de equilíbrio geral computável, do tipo Johansen (1960)<sup>2</sup>, em que a estrutura matemática representa-se por um conjunto de equações linearizadas e as soluções são alcançadas na forma de taxa de crescimento. Acompanha, pois, a tradição australiana de modelagem em equilíbrio geral (BETARELLI JUNIOR, 2013).

O modelo BIM-T apresenta uma série de contribuições feitas através de outros modelos EGC, incluindo principalmente: *a)* uma modelagem de substituição imperfeita entre os modais de transporte, tanto na demanda do transporte de carga quanto nas preferências por transporte de passageiros de diferentes grupos de famílias [como o modelo TERM-CDP de Domingues *et al.* (2007), a versão de 2008 do MMRF de Peter *et al.* (1996), o modelo EPPA de Babiker *et al.* (2001), derivado do GTAP-E de Hertel e Tsigas (1999)]; e *b)* uma modelagem específica de retornos crescentes de escala e mercados imperfeitos para alguns setores do modelo, similarmente àquela utilizada no modelo EGC do estilo Harris (1984)<sup>3</sup>: Cory e Horridge (1985) e Abayasiri-Silva e Horridge (1996).

Dentre as principais inovações do modelo BIM-T estão o tratamento detalhado do mercado de frete e de passageiros por tipo de transporte, que amplia a capacidade de análise sobre questões de transporte no Brasil; e o mecanismo intertemporal de entrada e saída das firmas em setores selecionados, que permite estudar o papel do número e da distribuição setorial das firmas e seus efeitos sobre o sistema produtivo brasileiro, ao longo do tempo. É possível ainda especificar um grau variado de barreiras à entrada nos mercados, considerando níveis diferentes de economia de escala e graus variados de diferenciação entre os produtos.

Resumidamente, o modelo BIM-T reconhece 65 setores produtivos, 89 produtos, 05 componentes da demanda final (consumo das famílias, consumo do governo, investimento, exportações e estoques), 03 elementos de fatores primários (terra, capital e trabalho), 07 setores de margens (comércio e os 06 tipos de transporte de carga), importações por produto para cada um dos 65 setores e 05 componentes da demanda final, 01 agregado de impostos sobre a produção e 01 desagregação por tipos de tributos, incidindo sobre fluxos de compras (IPI, ICMS e Outros).

<sup>2</sup> Johansen (1960) foi o primeiro autor a desenvolver um método numérico de solução para um sistema de equilíbrio geral Arrow-Debreu (1954), o qual satisfaz à Lei de Walras com firmas que minimizam custos (ou maximizam lucros) e as famílias maximizam utilidades.

<sup>3</sup> Harris (1984) foi influenciado pelo debate na área de “Organização Industrial” (OI) e nas “Novas Teoria do Comércio Internacional (NTCI)” nos anos 80 [e.g. Krugman (1979;1980); Helpman (1981)], quando já existia o interesse por estudos de mercados imperfeitos, economia de escala, barreiras de entrada, diferenciação de produtos e outros aspectos da estrutura industrial.

O modelo BIM-T também apresenta uma estrutura teórica similar à do modelo ORANI do estilo Harris, porém adaptada ao modelo MONASH. A estrutura central do modelo EGC é composta por blocos de equações que determinam relações de oferta e demanda derivadas de hipóteses de otimização (minimização de custos; maximização de utilidade). Entretanto, o tipo de competição que prevalece em cada mercado dependerá se o setor produzir bens homogêneos ou diferenciados (BRÖCKER e MERCENIER, 2011). Os produtores de bens homogêneos apresentam um comportamento otimizador da microeconomia neoclássica. Ou seja, esses agentes minimizam os custos produzindo os bens a partir de uma tecnologia de retornos constantes de escala em um ambiente de mercados competitivos. Desse modo, eles são assumidos para serem tomadores de preços de tal maneira que os preços do produtor sejam iguais aos custos marginais e, conseqüentemente, os lucros normais sejam sustentados.

Por outro lado, quando as firmas dentro de um setor produzem bens diferenciados, elas tendem a exercer algum poder de mercado e fixar os preços por *markup* sobre os custos marginais. Setores diferenciados revelam também retornos crescentes de escala de produção. Diante disso, as condições de equilíbrio de mercado não necessariamente serão verificadas para esses bens, pois dependerão das suposições atribuídas para as variações do número de firmas dentro do setor. Ou seja, perante as novas hipóteses de tecnologia de produção e de regras de precificação com taxas de *markup* incorporadas no modelo, às condições de equilíbrio de mercado serão satisfeitas se a mudança do número de firmas for suficiente para manter lucro econômico zero. Caso contrário, tais hipóteses podem afetar o equilíbrio geral.

As modificações baseadas nos modelos de Cory e Horridge (1985) e Abayasiri-Silva e Horridge (1996; 1999) possibilitam atribuir novas hipóteses de tecnologia de produção e regras de precificação para os  $N_{UJ}$  setores do modelo<sup>4</sup>. Em ambos os casos é adotada a hipótese de firma representativa e com tamanhos idênticos<sup>5</sup>. Ademais, as firmas do setor  $j$  produzem variedades únicas do bem  $c$ .

## 2.1 Estrutura padrão da tecnologia de produção

No modelo BIM-T, cada setor pode produzir mais de um produto, utilizando insumos domésticos e importados, trabalho, capital, terra e outros custos. A hipótese multiproduto do modelo pode ser tratada a partir de uma série de suposições de separabilidade (insumo-produto) que reduz a necessidade de parâmetros, ou seja, implica a seguinte função de produção genérica para alguns setores:

$$H(I) = Z = G(O) \quad (2.1.1)$$

em que  $Z$  é o nível de atividade setorial,  $I$  é um composto de insumos combinados no processo produtivo e  $O$  é um composto de bens produzidos pelo setor. Estes estão conectados pelo nível de atividade setorial ( $Z$ ). A função  $H(\bullet)$  é quebrada por uma sequência de estrutura aninhada. Nessa estrutura, dividida em dois níveis. No primeiro nível, os insumos intermediários e de fatores primários são demandados em proporções fixas (Leontief). No segundo nível, é adotada uma especificação CES (*constant elasticity of substitution*) em dois tipos de compostos: na composição do fator primário há substituição imperfeita via preço entre capital, trabalho e terra; e na composição dos insumos também há substituição imperfeita via preços entre produto doméstico e importado, por meio de funções de elasticidade de substituição constante (CES). A especificação CES para as demandas de insumos intermediários na forma percentual é definida como:

$$x_1^{Dcj} = z^j - \sigma_1^c S^M \left( p_1^{Dc} - p_1^{Mc} \right) \quad (2.1.2)$$

$$x_1^{Mcj} = z^j - \sigma_1^c S^D \left( p_1^{Dc} - p_1^{Mc} \right) \quad (2.1.3)$$

em que  $x_1^{Dcj}$  e  $x_1^{Mcj}$  são as mudanças nas demandas de  $c$  domésticas e importadas por algum setor e  $p_1^{Dc}$  e  $p_1^{Mc}$  são as mudanças nos preços de  $c$  domésticas (D) e importadas (M);  $S^D$  e  $S^M$  são as participações, e  $\sigma_1^c$  é a elasticidade de Armington (1969).

<sup>4</sup> Existem os  $N_{JJ}$  setores que produzem mais de um bem ( $N_{JC}$ ) e aqueles ( $N_{UJ}$ ) que produzem um único produto ( $N_{UC}$ ).

<sup>5</sup> As assimetrias entre firmas sempre foram um tema complexo para a avaliação de estruturas industriais, seja do ponto de vista empírico como do ponto de vista teórico (DE NEGRI *et al.*, 2011).



## 2.2 Demanda final

De maneira similar aos produtores de bens, os investidores  $r$  combinam os insumos  $i$  que minimizam os custos para formar  $Y^r$  unidades de capital, sujeitos a uma tecnologia dada. Como na estrutura de produção corrente, na criação de capital assume-se que a substituição pode efetivar-se apenas entre as origens de insumos (i.e., domésticos e importados). No primeiro nível, uma função de Leontief garante que a composição entre os  $N_I$  insumos seja fixa. No segundo nível da hierarquia, uma função CES é novamente utilizada na combinação entre os insumos domésticos e os importados. Diferentemente da tecnologia de produção, nenhum fator primário é usado diretamente como insumo na formação do capital. Tal uso é reconhecido via insumos nos setores relacionados à formação bruta de capital fixo.

Por sua vez, a demanda das  $N_H$  famílias representativas, classificadas por classes de renda *per capita*, é derivada a partir de um problema de maximização de uma função de utilidade não homotética Stone-Geary (PETER *et al.*, 1996; STONE, 1954) sujeita a uma restrição orçamentária. Na função utilidade Stone-Geary é dividida uma parcela fixa do gasto em subsistência e uma parcela residual em “gasto de luxo”, o que permite que variações na renda causem diferentes mudanças no consumo dos produtos. As preferências das famílias são descritas por uma função de utilidade aninhada. No primeiro nível da hierarquia, os compostos das *commodities* são agregados por uma função Stone-Geary, ao invés de uma função Leontief, levando a um sistema linear de gastos (LES). Cada  $N_C$  composto é definido por uma forma funcional CES, permitindo a substituição imperfeita entre os bens domésticos e importados.

Ademais, inspirado nos modelos EGC de Babiker *et al.* (2001), Berg (2007) e Steininger *et al.* (2007), os efeitos de substituição (CES) também são tratados para duas categorias de compra de transporte: transporte de longa distância (LD) e de curta distância (CD). No composto (CD), os efeitos de substituição ocorrem entre transportes regulares urbanos de passageiros: rodoviário e ferroviário (ou metroferroviário). De acordo com Carvalho e Pereira (2012), as subvenções obtidas pelo transporte metroviário acabam induzindo a substituição de demanda entre esses modos de transporte. Já no composto (LD), há substituição imperfeita (CES) entre o transporte aéreo doméstico e o transporte rodoviário interestadual de passageiros, em virtude da maior competição entre esses modais diante da nova política de flexibilização promovida pelo Governo<sup>6</sup> ou pelas práticas de políticas *low cost – low fare* por parte das companhias aéreas no Brasil (MINISTÉRIO DOS TRANSPORTES, 2007).

Os demais usuários de demanda final são tratados como segue. A demanda do governo e as variações de estoque não apresentam um comportamento de substituição. A demanda externa de cada bem viária inversamente ao preço médio em moeda externa das exportações, via uma curva de demanda com elasticidade constante.

## 2.3 Demandas por serviços de margens

Por hipótese, assume-se que todas as demandas de margens se associam à produção doméstica das  $N_K$  *commodities* que prestam esse tipo de serviço. As equações de demanda por  $N_K$  margens são proporcionais e associadas aos fluxos de bens utilizados pelos setores produtivos, investidores, famílias e exportações. Baseada no modelo MMRF e TERM-CDP, a substituição entre os fretes rodoviários e os fretes dos demais modais é modelada por uma CES, cuja especificação permite, por exemplo, analisar prováveis efeitos de variações de tarifas sobre cada produto transportado. Admite-se que o grau de substituição se diferencia por produtos e por compostos pares de modais, porém ele é indiferente por usuários de margens. Ademais, conforme os resultados alcançados por Castro (2003), o transporte rodoviário e sua relação concorrencial com os demais modais estão expressos na formação dos preços.

## 2.4 Modificações para os setores diferenciados

### 2.4.1 Economia de escala na tecnologia de produção

Desde o estudo de Harris (1984), é comum encontrar na literatura a especificação de economias de escalas para os modelos de equilíbrio geral na forma de uma função de custo unitário monotonicamente decrescente em relação ao produto, quando uma parcela de custo fixo é calibrada [e.g. Cory e Horridge

<sup>6</sup>Para maiores detalhes sobre o processo de desregulamentação do transporte aéreo de passageiro, veja Oliveira *et al.* (2011), Zimmermann e Oliveira (2012) e Castro Junior (2011).



(1985), Abayasiri-Silva e Horridge (1996; 1999) e Bröcker e Mercenier (2011)]. Esta solução proposta é considerada relativamente simples: supõe-se que os custos marginais são regidos pela função CES, porém parte dos insumos é comprometida para a produção, de tal forma que os custos propiciados sejam cobertos independentemente do nível de atividade (FRANCOIS, 1998). Tomando como ponto de partida a função de produção de (2.1.1) de  $N_{IJ}$  do modelo, temos:

$$Z = H(I) \quad (2.4.1)$$

A função  $H(\bullet)$  é homogênea de grau 1<sup>7</sup>. A equação (2.4.1) é reformulada levando em conta uma parcela fixa de insumos para atender à produção em nível da firma, ou seja:

$$Z_F = H(I) = H_F(I) - F_C \quad (2.4.2)$$

em que  $Z_F$  é a produção da firma; e  $F_C$  corresponde ao custo fixo (real) de produção, o qual é invariável em nível de atividade. Na firma representativa, admite-se que o custo fixo é incorrido anualmente e seu valor é tratado como custo recorrente ao invés de irrecuperável. Em (2.4.2), a função  $H_F(\bullet)$  representa um escalar múltiplo da função original  $[H(\bullet)]$ , isto é,  $H_F(I) = \lambda[H(I)]$ . Diante disso, a parcela fixa dá origem a uma função de custo unitário:

$$U = \frac{C_F}{Z_F} = (F_C + Z_F) \frac{M_C(P_V^j)}{Z_F} \quad (2.4.3)$$

Na equação (2.4.3),  $M_C(\bullet)$  é uma função dual de  $H_F(\bullet)$  e mostra o custo marginal de produzir uma unidade de produto em determinados preços de insumos;  $P_V^j$  é um vetor de preços dos insumos e é definido pelo mercado (exógeno ao produtor). A formulação da equação (2.4.3) assegura que se o produto por firma aumenta constantemente, o custo unitário decresce para um nível mínimo, o qual se torna igual ao custo marginal. Perante a hipótese da simetria relacionada à firma representativa, a função de custo unitário em termos da produção setorial passa a ser:

$$U = \frac{(N_F F_C + Z)}{Z} M_C(P_V^j) \quad (2.4.4)$$

Assim, conforme (2.4.4), observamos que o total de custo fixo setorial é diretamente relacionado ao número de firmas no próprio setor<sup>8</sup>. Já o total de custo variável é proporcional ao nível de produção. Consequentemente, o total do custo unitário por setor, ao qual se incorporam ambos os componentes, fixos e variáveis, é uma função decrescente do produto e crescente ao número de firmas (CORY e HORRIDGE, 1985).

Da mesma maneira que em Abayasiri-Silva e Horridge (1996), a suposição na especificação de economias de escala denota que, em dado nível de preço, o componente fixo e variável do total de insumos requer a mesma proporção de fatores primários e insumos intermediários, sendo esta proporção somente uma função dos preços relativos e invariante com a produção. A ideia contida nessa suposição é que, além do capital, outros insumos estão relacionados ao custo fixo (ABAYASIRI-SILVA e HORRIDGE, 1996).

Vale ressaltar que a presença de economias internas à firma, quando o custo médio excede o custo marginal, provoca inconsistência com a estrutura de mercado perfeitamente competitivo, pois a determinação de preço pelo custo marginal resultaria em lucros negativos. Consequentemente, é necessário combinar a hipótese de economias internas de escala com uma estrutura de mercado que permita à firma ter algum poder de mercado capaz de fixar o preço acima do custo marginal (ABAYASIRI-SILVA e HORRIDGE, 1996; HELPMAN e KRUGMAN, 1985).

## 2.4.2 Gosto pela variedade

A existência de produtos diferenciados em um modelo de equilíbrio geral requer uma estrutura de preferência nas demandas de cada mercado<sup>9</sup> que capture alguns (poucos) elementos associados a esta diferenciação de produtos. Um modo de introduzir as preferências por produtos diferenciados dos usuários

<sup>7</sup> A homogeneidade da função de produção implica que o custo unitário de produção e a proporção dos insumos são dependentes do preço dos insumos e insensíveis ao nível do produto (CORY e HORRIDGE, 1985)

<sup>8</sup> Dada à suposição de simetria, todas as firmas em cada setor  $j$  têm a mesma proporção de custo fixo.

<sup>9</sup>Veja Helpman e Krugman (1985, cap. 6) para maiores detalhes.

especificados em modelos EGC é adotar a abordagem “gosto pela variedade” (*love of variety*) de OI baseada em Spence (1976) e Dixit e Stiglitz (1977). Nessa abordagem diz que a diferença do produto pode ser compreendida como consumidores diferentes, usando variedades diferentes; cada demandante escolhe uma determinada variedade (LEMOS, 2008). Isso fornece o grau de poder de mercado às firmas (ABAYASIRI-SILVA e HORRIDGE, 1996). Destarte, assumimos que os diferentes usuários especificados (demanda de insumos, de investimento e das famílias) no modelo EGC agem racionalmente na escolha de um composto de variedades para a demanda de um determinado produto diferenciado. A mudança percentual na demanda da variedade  $q$  de um insumo doméstico é determinada como:

$$x_1^{Dcj} = x_1^{Dcj} - \gamma(p_1^{Dcq} - p_1^{Dc}) \quad (2.4.5)$$

em que  $x_1^{Dcj}$  é o total de demanda da  $q$ -ésima variedade doméstica do bem  $c$  pelo setor  $j$ ;  $p_1^{Dcq}$  é o preço da  $q$ -ésima variedade doméstica do insumo  $c$ ; e  $\gamma$  é a elasticidade de substituição entre as variedades. A variável  $p_1^{Dc}$  é o preço médio cobrado pelas  $N_F$  firmas domésticas do insumo  $c$  e representa:

$$p_1^{Dc} = \frac{1}{N_F^c} \sum_{k=1}^{N_F^c} p_1^{Dck} \quad (2.4.6)$$

na qual  $1/N_F^c = S^{Dck}$  é participação da  $k$ -ésima variedade doméstica (firma) na demanda do bem  $c$  doméstico por setor  $j$ , levando em conta que todas as firmas são idênticas. A suposição de firma representativa assegura que  $x_1^{Dcj} = x_1^{Dcj}$  e  $p_1^{Dcq} = p_1^{Dc}$  (CORY e HORRIDGE, 1985). A forma funcional CES adotada para as variedades no modelo implica que a subutilidade simétrica obtida de um insumo doméstico é positivamente relacionada ao número de variedades domésticas:

$$u_c(X_1^{Dcj}) = u_c(X_1^{Dcj1}, X_1^{Dcj2}, \dots, X_1^{DcjN_F^c}) = \left( \sum_{k=1}^{N_F^c} (X_1^{Dck})^\beta \right)^{\frac{1}{\beta}} \quad (2.4.7)$$

Porém,  $X_1^{Dck} = X_1^{Dcj} / N_F^c$ ; e, desse modo:

$$u(X_1^{Dcj}) = \left( N_F^c (X_1^{Dcj} / N_F^c)^\beta \right)^{\frac{1}{\beta}} = X_1^{Dcj} (N_F^c)^{\frac{(1-\beta)}{\beta}} = X_1^{Dcj} (N_F^c)^{\frac{1}{(1-\gamma)}} \quad (2.4.8)$$

em que  $N_F^c$  é o número de variedades domésticas do produto diferenciado  $c$ ;  $\gamma$  é a elasticidades de substituição entre pares de variedades; e  $\beta = (\gamma - 1) / \gamma$  com  $0 < \beta < 1$ . Na equação (2.4.8), o grau de substituição entre os pares de variedades é invariante com o nível de consumo das próprias variedades. Se  $N_F^c$  variedades são disponíveis para os setores  $j$  a um mesmo preço,  $p_1^{Dc}$ , qualquer que seja o nível de dispêndio alocado para o produto  $c$ , é ótimo comprar variedades em iguais quantidades (HELPMAN e KRUGMAN, 1985). Dessa maneira, para acomodar a relação entre a subutilidade e  $N_F^c$ , modificamos as equações (2.1.2) e (2.1.3), substituindo  $x_1^{Dcj}$  pela definição  $x_1^{Dcj} + n_F^c [1/(1-\gamma)]$  e cada  $p_1^{Dc}$  por  $p_1^{Dc} - n_F^c [1/(1-\gamma)]$ :

$$x_1^{Dcj} + n_F^c [1/(1-\gamma)] = z^j - \sigma_1^c S^M (p_1^{Dc} - n_F^c [1/(1-\gamma)] - p_1^{Mc}) \quad (2.4.9)$$

$$x_1^{Mc} = z^j - \sigma_1^c S^D (p_1^{Dc} - n_F^c [1/(1-\gamma)] - p_1^{Mc}) \quad (2.4.10)$$

Essa transformação foi feita por Abayasiri-Silva e Horridge (1996), com base nas equações de demanda de Helpman e Krugman (1985, p.181). Além disso, o número de variedades internacionais (importação) tem sido assumido como constante nessas equações.

### 2.4.3 Regras de precificação em mercados imperfeitos

O modelo BIM-T usa uma modelagem de formação de preço em mercados imperfeitos. Assim como em Harris (1984) e nos modelos EGC australianos derivados deste estudo, é especificada a regra de *markup* ótimo ou índice de Lerner (1934). Formalmente, o índice de Lerner é obtido a partir do seguinte problema de maximização de lucro:

$$\frac{P_0^{Dc}(Z^c) - M_C^c}{P_0^{Dc}(Z^c)} = \left( \frac{1}{E^c} \right) = IL \quad (2.4.11)$$

em que  $P_0^{Dc}(Z)$  é o preço de mercado em equilíbrio; e  $Z = N_F Z_F$  é a produção setorial. Na equação (2.4.11), o tamanho do *markup* é inversamente relacionado à elasticidade de demanda que cada firma no setor percebe para seus produtos diferenciados. Neste caso, ao invés da suposição de tomadores de preço em um mercado competitivo, as firmas fixam seus preços levando em conta uma parcela de *markup*. A forma percentual da equação (2.4.11)<sup>10</sup> é:

$$p_0^{Dc} = m_C^c + [\varepsilon^c / (1 - E^c)] \quad (2.4.12)$$

em que  $p_0^{Dc}$ ,  $m_C^c$  e  $\varepsilon^c$  são as mudanças percentuais de  $P_0^{Dc}(\cdot)$ ,  $M_C^c$  e  $E^c$ , respectivamente. Assim, mudanças no *markup* sobre o custo marginal são proporcionais às mudanças na elasticidade percebida de demanda. Embora cada firma tenha vários mercados com elasticidades de demanda diferentes, excluimos a possibilidade de preço discriminatório. Assumimos que cada firma enfrenta uma curva de demanda total. Desse modo, a elasticidade percebida total de demanda para a variedade da *commodity* resulta numa média ponderada das elasticidades encontradas de vários mercados:

$$E^c = \sum_{u=1}^{N_U} S^{uc} E^{uc} \quad (2.4.13)$$

onde  $S^{uc}$  é a participação do mercado  $u$  no total de vendas. Os valores de  $u$  representam o mercado do consumo intermediário, de investimentos, do consumo das famílias e demais usuários finais. Destarte, a mudança percentual da equação (2.4.13) pode ser descrita como:

$$\varepsilon^c = \sum_{u=1}^{N_U} \frac{S^{uc} E^{uc}}{E^c} (\varepsilon^{uc} + x_T^{uc} - x_0^{Dc}) \quad (2.4.14)$$

$x_0^{Dc}$  é a mudança percentual no total da produção do bem  $c$ ; e  $x_T^{uc}$  é a mudança percentual do mercado  $u$  e *commodity*  $c$ . Como forma genérica dos mercados individuais, pode-se realizar uma breve derivação das elasticidades percebidas das demandas intermediárias. Desse modo, substituindo a equação (2.1.2) e (2.4.6) na equação (2.4.5), temos a equação genérica:

$$x_1^{Dcjq} = z^j - \sigma_1^c S^M \left( \sum_{k=1}^{N_F^c} \frac{p_1^{Dck}}{N_F^c} - p_1^{Mc} \right) - \gamma \left( p_1^{Dcq} - \sum_{k=1}^{N_F^c} \frac{p_1^{Dck}}{N_F^c} \right) \quad (2.4.15)$$

Para encontrar a elasticidade percebida de demanda intermediária, supomos que as condutas das firmas têm por base o experimento de Bertrand-Nash. Ou melhor, consideramos o efeito da mudança do preço cobrado para cada setor  $j$  sob a suposição de que a firma rival manterá o preço constante<sup>11</sup> e inexistirão quaisquer efeitos negativos sobre o nível de produção ( $z^j$ ) frente às mudanças dos preços das variedades do insumo  $c$  (ABAYASIRI-SILVA e HORRIDGE, 1996; CORY e HORRIDGE, 1985). Desse modo, as firmas somente levam em conta os efeitos de substituição entre a variedade e aquelas de outras firmas, assim como entre os domésticos e importados equivalentes. De posse destas considerações hipotéticas, a elasticidade percebida (como um valor positivo) é o coeficiente sobre  $p_1^{Dcq}$  da equação (2.4.15), ou seja:

$$E_1^{cj} = \frac{\sigma_1^c S^M}{N_F^c} + \gamma \left( 1 - \frac{1}{N_F^c} \right) = - \frac{x_1^{Dcjq}}{p_1^{Dcq}} \quad (2.4.16)$$

A forma percentual da equação (2.4.16) pode ser escrita como:

$$\varepsilon_1^{cj} N_F^c E_1^{cj} = \sigma_1^c S^M S^M + (\gamma - \sigma_1^c S^M) n_F^c \quad (2.4.17)$$

Desse modo, entrada e saída de firmas no mercado e as mudanças de  $s^{Mc}$  influenciam a percepção de cada firma com respeito às elasticidades de demanda dos seus produtos e, conseqüentemente, sobre os *markups*. Esse aspecto é central dentro do modelo BIM-T. Para o propósito computacional, contudo, a

<sup>10</sup> Para maiores detalhes sobre a demonstração matemática, veja Betarelli Junior (2013).

<sup>11</sup> Alternativamente, na suposição de Cournot, as firmas rivais manteriam sua produção constante. Isto implicaria algum ajustamento de preços pelos rivais.

estratégia é rearranjar a equação (2.4.17) de tal maneira que a variável  $s^M$  seja eliminada, conforme Cory e Horridge (1985):

$$\varepsilon_1^{cj} N_F^c E_1^{cj} = S^M S^D \sigma_1^c (\sigma_1^c - 1) (p_1^{Dc} - p_1^{Mc}) + (\gamma - \sigma_1^c S^M) n_F^c \quad (2.4.18)$$

Existe um mecanismo retroalimentador (*feedback*) na abordagem de formação de preço. A formação de preço pela fixação de um *markup* pode induzir à mudança do número de firmas, alterando a elasticidade percebida de demanda, que, conseqüentemente, influencia o *markup* de cada firma sobre o custo marginal. Desse modo, a entrada e saída das firmas no mercado afetam o nível de *markup*, e, por conseguinte, o nível de lucro econômico.

## 2.5 Mecanismos intertemporais do modelo

### 2.5.1 Acumulação de capital e alocação dos investimentos

No modelo, o estoque de capital se acumula conforme a seguinte equação padrão:

$$K_t^j = (1 - D^j) K^j + Y^j \quad (2.5.1)$$

Assim, a quantidade criada de estoque de capital físico em cada setor  $j$  ( $K_t^j$ ) (ou investidor  $r$ ) no final do período  $t$  é função do estoque de capital depreciado  $[(1 - D^j) K^j]$  no início do ano  $t$  e do fluxo de investimento ( $Y^j$ ) ao longo do ano  $t$ . O termo  $D^j$  é a taxa de depreciação no setor  $j$ , tratado como um parâmetro exógeno no modelo. Por manipulação algébrica de (2.5.1), é possível mostrar que a taxa bruta de crescimento do capital pode ser definida como  $Y^j / K^j = [(K_t^j / K^j) - 1] + D^j$ . A razão entre o investimento e o estoque de capital ( $G^j = Y^j / K^j > 0$ ) apresenta uma relação positiva com a taxa bruta esperada de retorno ( $E_t^j$ ) no final do período. Admite-se também que cada setor tem uma taxa de retorno de longo prazo ( $R_{normal}^j$ ). Se inexistir diferença entre a taxa normal de retorno ( $R_{normal}^j$ ) e a esperada do final do ano ( $E_t^j$ ), a taxa bruta de crescimento do capital ( $G^j$ ) será o seu próprio crescimento tendencial na economia ( $G_{TEND}^j$ ). Dessa maneira,  $G^j > G_{TEND}^j$  se, somente se,  $E_t^j > R_{normal}^j$ . Ou seja,  $G^j$  apresenta uma função na forma logística. Ademais, a taxa esperada de retorno ( $E_t^j$ ), no final do período  $t$ , é uma função crescente em relação à taxa atual de retorno ( $R^j = Q^j / P_t^j$ ). Há um mecanismo de ajustamento parcial embutido nesta função que garante a convergência de  $E^j$  para  $R^j$  ao longo do tempo.

### 2.5.2 Ajustamento defasado no mercado de trabalho

O ajustamento defasado no mercado de trabalho reconhece variáveis como salário real ( $WR$ ), emprego corrente total ( $L$ ) e o emprego tendencial ( $L_{TEND}$ ). Como indicado em **Erro! Fonte de referência não encontrada.**, podemos assumir que a projeção do desvio proporcional do salário real no ano  $t$   $[(WR_t / WR) - 1]$  é função do desvio na taxa de emprego total no ano anterior  $[(L / L_{TEND}) - 1]$  mais um múltiplo positivo da proporção do emprego total no ano atual  $((L_t / L_{TEND, t}) - 1)$ . Assim, no mecanismo de ajuste, quando o nível de emprego exceder  $\Delta x$  em relação ao emprego tendencial da economia no período  $t$ , o salário real aumentará em  $\tau \Delta x$ . Como existe uma relação negativa entre emprego e salário real no mercado de trabalho, o aumento de  $\tau \Delta x$  ajustará o nível de emprego em períodos posteriores até convergir para o nível tendencial.

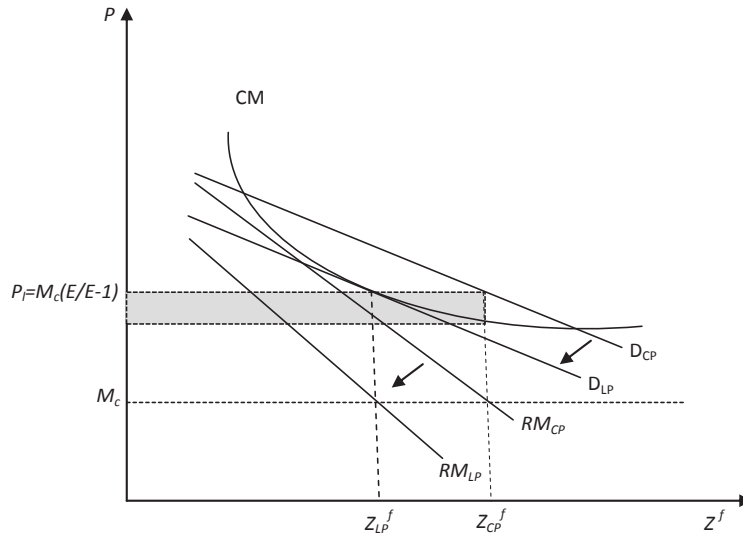
### 2.5.3 Mecanismo intertemporal de entrada e saída das firmas no mercado

No modelo de Abayasiri-Silva e Horridge (1996), como cada firma fixa os seus preços de produção, o ajustamento no número de firmas é preciso para eliminar lucros econômicos não nulos. Tal aspecto implica um deslocamento da tecnologia de produção do setor, como uma resposta da parcela de custo fixo por unidade de produto. O mecanismo do preço de *markup* de Lerner é apresentado na Figura 1.

No curto prazo, diante do formato da curva de custo médio (CM) e do nível de demanda agregada ( $D_{CP}$ ) gerada pelo mercado, a combinação de preço ótimo e a quantidade ótima produzem lucros normais excessivos à firma (a área realçada), sendo o preço cobrado por cada firma de  $M_c(E/E-1)$ . Tais sobrelucros

atrairão novas firmas no mercado, e, conseqüentemente, a participação de mercado da firma típica reduzirá (“D<sub>LP</sub>”). No longo prazo, as firmas passam a obter lucros normais pela posição da curva D<sub>LP</sub>. Nesse equilíbrio, o preço e quantidade de produção de cada firma será tal que a curva de custo médio total (CM) interceptará a curva de demanda agregada (D<sub>LP</sub>), mantendo a condição de maximização (RM<sub>LP</sub> = M<sub>C</sub>). Tal circunstância cessa o crescimento do número de firmas com lucros normais alcançados nos mercados.

**Figura 1 – Curto prazo e Equilíbrio de longo prazo de Lerner**



A partir destas especificações, o modelo BIM-T apresenta uma inovação, pois insere um mecanismo intertemporal para que os deslocamentos observados na Figura 1 sejam tratados numa trajetória de ajustamento. Entretanto, da mesma forma que Abayasiri-Silva e Horridge (1996), essa modelagem está restrita a hipótese de que as firmas apresentam um comportamento estratégico constante (independe das expectativas estratégicas entre as empresas). O mecanismo de entrada e saída das firmas reconhece três variáveis: número de firmas ( $N_F^c$ ), lucro econômico corrente ( $\Pi^c$ ) e o lucro econômico tendencial ( $\Pi_{TEND}^c$ ) – lucros normais ( $\Pi_{TEND}^c = 0$ ).

$$\left( \frac{N_{F,t}^c}{N_F^c} - 1 \right) = \eta^c \left[ \left( \frac{\Pi^c}{\Pi_{TEND}^c} - 1 \right) + \left( \frac{\Pi_{TEND,t}^c}{\Pi_{TEND,t}^c} - 1 \right) \right] \quad (2.5.2)$$

Assim, conforme a equação (2.5.2), os desvios proporcionais do número de firmas de um setor no ano  $t$  dependem do desvio na taxa do lucro econômico no ano anterior mais um múltiplo positivo da proporção do sobrelucro no ano atual. Desse modo, o número de firmas variará a uma velocidade definida pela elasticidade ( $\eta^c$ ) até a convergência dos sobrelucros para lucros normais em cada setor diferenciado ( $\Pi_{TEND}^c$ ).

A principal limitação desta especificação reside na inexistência de um tratamento diferenciado entre o fluxo de entrada e saída das firmas no mercado. Além disso, é importante salientar que existe um processo cumulativo de sobrelucros para cada setor diferenciado, sendo proporcionalmente maior àqueles setores com alto grau de rigidez de entrada e saída de mercado. Entretanto, neste processo, distingue-se o que é estoque e fluxo corrente. O estoque são os sobrelucros setoriais acumulados ao longo dos anos, ao passo que o fluxo corrente representa o crescimento ou decréscimo dos sobrelucros vigentes, em relação ao período anterior ( $t-1$ ).

### 3 BASE DE DADOS E CALIBRAÇÃO

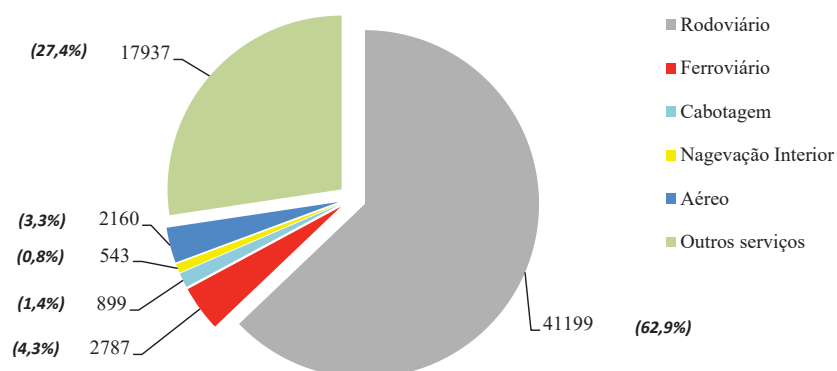
A estrutura básica da base de dados do modelo BIM-T guarda uma estreita similaridade com a estrutura do modelo ORANI, e esta é dependente, sobremaneira, das informações de uma matriz de insumo-produto (I-P) para uma economia a nível nacional. A matriz I-P utilizada é do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2005 (IBGE, 2008a) com um tratamento especial no que



tange as desagregações dos serviços de transporte, conforme Betarelli Junior (2013). As desagregações por tipo de serviço de transporte ocorreram sobre o VBP, sobre a estrutura de custo do consumo intermediário, sobre as margens de transporte, sobre a estrutura de venda, tanto para o consumo intermediário como para os usuários finais, e sobre o valor adicionado do setor original de transporte de carga e passageiros.

Conforme Betarelli Junior (2013), para as desagregações das margens de transporte, utilizaram-se matrizes de origem e destino disponibilizadas por algumas agências reguladoras de transporte, levando em conta as tarifas por toneladas-quilômetro de cada setor. O Gráfico 1 apresenta a distribuição estimada das margens de transporte entre as principais modalidades de fretes.

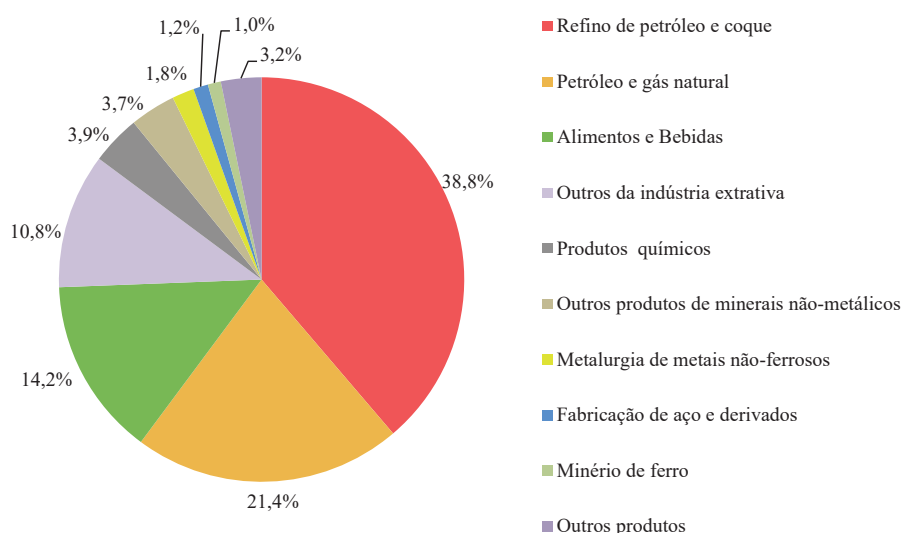
**Gráfico 1 – Distribuição das margens de transporte por modalidades (R\$ milhões)**



Fonte: Betarelli Junior (2013).

No que tange as margens do transporte de cabotagem, estimadas por Betarelli Junior (2013), pode-se observar que, conforme o Gráfico 2, uma concentração em petróleo, gás (20) e refino de petróleo (31), o que denota a forte atuação da Petrobrás neste tipo de serviços. Segundo Lacerda (2004), a Petrobras é a maior transportadora marítima de graneis líquidos do país, tanto no longo curso quanto na cabotagem, devido à regulação desse mercado que provia à empresa o monopólio do transporte de petróleo e seus derivados.

**Gráfico 2 – Margens do transporte de cabotagem por principais produtos**



Fonte: Betarelli Junior (2013).

Resumidamente, de acordo com Betarelli Junior (2013), a base de dados do modelo passa a reconhecer 65 setores produtivos, 89 produtos, 05 componentes da demanda final (consumo das famílias, consumo do governo, investimento, exportações e estoques), 03 elementos de fatores primários (terra, capital e trabalho), 07 setores de margens (comércio e os 06 tipos de transporte de carga), importações por



produto para cada um dos 65 setores e 05 componentes da demanda final, 01 agregado de impostos sobre a produção e 01 desagregação por tipos de tributos, incidindo sobre fluxos de compras (IPI, ICMS e Outros). O Anexo 1 e 2 apresentam, respectivamente, os setores econômicos e produtos do modelo BIM-T.

O processo de calibragem do modelo BIM-T também está descrito detalhadamente Betarelli Junior (2013). Podem-se destacar as informações como o número de firmas, a participação do custo fixo em relação ao custo total (CDR) e a elasticidade de substituição entre as variedades. Betarelli Junior (2013) apresenta os procedimentos para a obtenção de tais valores e os critérios de classificação dos setores como diferenciados (Apêndice A).

#### 4 FECHAMENTO DO MODELO E DEFINIÇÃO DE CHOQUES

Em modelos EGC, o número de equações é tipicamente menor que o número de variáveis, cuja diferença retrata exatamente a quantidade de variáveis exógenas. Assim, o “fechamento”, ou o ambiente econômico da simulação, representa a classificação das variáveis exógenas para a simulação. Para um modelo dinâmico recursivo, podemos adotar dois distintos fechamentos: de cenário e outro de política<sup>12</sup>. O fechamento de cenário (*baseline*) é definido por variações anuais (reais) dos indicadores macroeconômicos observados e projetados para a economia brasileira. Os resultados de políticas (simulações) representam os desvios em relação ao cenário de referência.

Neste estudo existem basicamente dois fechamentos de cenário: 1) “economia heterogênea” e 2) “economia quase-competitiva”. A distinção entre ambos os fechamentos repousa nas diferentes hipóteses atribuídas para os setores do modelo. No fechamento de “economia heterogênea”, os 39 setores do Apêndice A são tratados como diferenciados: (I) uma tecnologia de retorno crescente de escala de produção, (O) uma regra de precificação de Lerner, e (T) um mecanismo intertemporal de entrada e saída de firmas. Por sua vez, no fechamento de uma “economia quase-competitiva”, somente o setor ferroviário de carga é considerado como diferenciado (IOT). Os demais setores, caracteristicamente homogêneos, passam a exibir as hipóteses tradicionais de mercados competitivos, ou melhor: (C) retornos constantes de escala de produção, (M) regra de precificação pelo custo marginal, e (L) livre entrada e saída de firmas no mercado (o número de firmas acompanha as variações do nível de atividade, tornando-se consistente com as curvas de custo unitário no formato “U”).

Para esse estudo foram adotadas as variações anuais do Produto Interno Bruto (PIB) e dos componentes da demanda final (i.e. gastos do Governo, o consumo das famílias, as exportações e os investimentos) do sistema de contas nacionais do IBGE (2006 – 2011) e o cenário macroeconômico projetado (2012-2025), apresentado em Domingues *et al.* (2010b). Além disso, são aplicadas as mudanças de número de empresas, conforme observado entre 2006 a 2011, conforme a Tabela 1. Para o choque do número de empresas no setor aplicamos as variações anuais ponderadas pela participação média de 2,7% (TPB), pois os dados indicam que as alterações do número de empresas ocorreram nessa pequena fatia de mercado. Após o ano de 2011, alteramos os fechamentos de cenário a fim de ativar o mecanismo intertemporal de entrada e saída das firmas.

**Tabela 1 – Variações anuais do número de firmas do setor de cabotagem**

| Ano  | Número total de empresas | Variação anual | Variação anual ponderada |
|------|--------------------------|----------------|--------------------------|
| 2005 | 28                       | -              |                          |
| 2006 | 31                       | 10,7%          | 0,3%                     |
| 2007 | 32                       | 3,2%           | 0,1%                     |
| 2008 | 33                       | 3,1%           | 0,1%                     |
| 2009 | 32                       | -3,0%          | -0,1%                    |
| 2010 | 32                       | 0,0%           | 0,0%                     |
| 2011 | 31                       | -3,1%          | -0,1%                    |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da ANTAQ.

O mercado de cabotagem pode ser caracterizado por um conjunto de operações heterogêneas, atendendo mercados distintos. As classificações dos navios seguem as peculiaridades dos produtos transportados, ou seja, no mercado de cabotagem podemos encontrar as embarcações do tipo petroleiro,

<sup>12</sup>As simulações são operacionalizados pelo *RunDynam* 3.6, um aplicativo do Gempack.

graneleiro sólido, cargueiro, porta-contêineres e outros. Assim, as empresas, que detêm majoritariamente navios petroleiros, não competem com as firmas que possuem embarcações de tipo porta-contêineres. Entretanto, a especificação do modelo BIM-T não diferencia o grau de concorrência por diferentes mercadorias transportadas. Diante desta limitação, as flutuações do número de empresas obtidas nas simulações do modelo devem ser compreendidas como a entrada ou a saída de firmas que alteraram o grau médio de concorrência no referido mercado.

Conforme mencionado, as simulações de cenário se diferenciam conforme as hipóteses aplicadas para os setores do modelo. Diante dessas diferentes características, é possível captar os efeitos projetados pela redução homogênea de 10% sobre as tarifas do transporte de cabotagem para os usuários e produtores. A estratégia é aplicar essa redução tarifária somente sobre os fluxos domésticos que utilizaram o transporte de cabotagem. É uma forma de tratar o subsídio cruzado no transporte de cabotagem, uma vez que na proposta de política tarifária está ausente sobre os fluxos de importação.

A política tarifária está associada a dois ambientes concorrenciais: um vigente e outro contrafactual. O vigente é quando não há nenhuma alteração na forma de concorrência, ou seja, o mercado de cabotagem continua com a política de protecionismo regulada pela ANTAQ. Já o contrafactual é simular uma reforma concorrencial, a qual o mercado passa a ser liberalizado no Brasil no ano de 2013. A liberalização do mercado é representada pela mudança da hipótese do setor de cabotagem, com livre entrada e saída de firmas. Assim, combinando as duas simulações de cenários e as duas simulações de políticas, passamos a ter quatro experimentos:

- 1) A redução tarifária no mercado protecionista de cabotagem em uma “economia heterogênea”;
- 2) A redução tarifária no mercado liberalizado de cabotagem em uma “economia heterogênea”;
- 3) A redução tarifária no mercado protecionista de cabotagem em uma “economia quase-competitiva”; e
- 4) A redução tarifária no mercado liberalizado de cabotagem em uma “economia quase-competitiva”.

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

### 5.1 Resultados macroeconômicos

A Tabela 2 resume os principais impactos sobre os indicadores macroeconômicos da redução homogênea da tarifa no setor de cabotagem. A política tende a elevar a taxa de crescimento do PIB acima do cenário base da economia em todos os experimentos realizados. Os impactos positivos são significativos tanto no ano da aplicação da política como no longo prazo (2025). Podemos notar que no ambiente de protecionismo, o impacto de longo prazo sobre o PIB é 0,008% numa “economia heterogênea” e 0,0076% em uma “economia quase-competitiva”. Quando também a reforma concorrencial é levada em conta, o efeito relativo sobre o PIB em 2025 aumenta 19,5% numa “economia heterogênea” e 65% numa “economia quase-competitiva” (Tabela 3). Como esperado, quando uma economia se aproxima de uma economia caracteristicamente neoclássica, uma política de liberalização de mercado tende a gerar resultados maiores.

A diferença de efeito sobre o investimento é o principal motivo pelo qual o efeito sobre o PIB da política de liberalização exibe uma discrepância de 31% entre os dois tipos de economia. Tais impactos são explicados pelo pressuposto de movimento defasado do capital. A política tarifária do setor de cabotagem faz a rentabilidade do capital elevar, impulsionando para o aumento dos investimentos. No final se verifica a expansão do estoque de capital, o que acaba favorecendo as atividades dos setores intensivos em capital, porém também induzindo a queda da renda deste fator primário. Com a liberalização do mercado de cabotagem, o efeito-preço na economia é ainda mais intenso, provocando um maior crescimento da rentabilidade do capital e dos investimentos. Por exemplo, em uma “economia quase-competitiva” a liberalização do mercado faz com que o investimento registre um efeito de 46,9% relativamente superior em 2025 (Tabela 3).

Quando levamos em conta a redução tarifária no mercado protecionista de cabotagem, o impacto sobre o PIB em uma “economia quase-competitiva” é praticamente 6% menor ao de uma “economia heterogênea” no ano de 2013. Aqui observamos o papel da hipótese da tecnologia de produção. Como nos setores diferenciados o custo unitário é declinante com o aumento da produção, logo eles pressionam relativamente menos à demanda de fatores primários e insumos, o que acaba resultando numa menor pressão de alta dos preços na economia. Nesse sentido, os setores diferenciados expandem suas produções

em uma escala maior e ainda com níveis de custos relativamente menores aos de uma “economia quase-competitiva”.

**Tabela 2 – Efeitos sobre os principais agregados econômicos (desvio % acumulado)**

| Variáveis            | Unidade (var.) | (A)           |         | (B)           |         | (C)           |         | (D)           |         |
|----------------------|----------------|---------------|---------|---------------|---------|---------------|---------|---------------|---------|
|                      |                | Experimento 1 |         | Experimento 2 |         | Experimento 3 |         | Experimento 4 |         |
|                      |                | 2013          | 2025    | 2013          | 2025    | 2013          | 2025    | 2013          | 2025    |
| PIB                  | %              | 0,0115        | 0,0081  | 0,0115        | 0,0096  | 0,0108        | 0,0076  | 0,0108        | 0,0126  |
| Investimento         | %              | 0,0109        | 0,0049  | 0,0108        | 0,0126  | 0,0118        | 0,0027  | 0,0119        | 0,0185  |
| Consumo das famílias | %              | 0,0113        | 0,0089  | 0,0113        | 0,0113  | 0,0109        | 0,0088  | 0,0109        | 0,0147  |
| Exportações          | %              | 0,0156        | 0,0097  | 0,0156        | 0,0065  | 0,0129        | 0,0090  | 0,0128        | 0,0072  |
| Importações          | %              | -0,0038       | -0,0043 | -0,0038       | 0,0011  | -0,0008       | -0,0048 | -0,0007       | 0,0041  |
| Emprego agregado     | %              | 0,0074        | 0,0008  | 0,0074        | 0,0017  | 0,0072        | -0,0009 | 0,0072        | 0,0026  |
| Salário real         | %              | 0,0044        | 0,0154  | 0,0044        | 0,0194  | 0,0048        | 0,0181  | 0,0048        | 0,0240  |
| Estoque de capital   | %              | 0,0001        | 0,0108  | 0,0001        | 0,0133  | 0,0001        | 0,0119  | 0,0001        | 0,0192  |
| Deflator do PIB      | %              | -0,0085       | -0,0028 | -0,0086       | 0,0023  | -0,0057       | -0,0015 | -0,0057       | 0,0027  |
| Salário nominal      | %              | -0,0039       | 0,0118  | -0,0040       | 0,0201  | -0,0010       | 0,0155  | -0,0010       | 0,0246  |
| Renda do capital     | %              | 0,0091        | -0,0151 | 0,0090        | -0,0069 | 0,0140        | -0,0077 | 0,0142        | -0,0011 |
| Lucro econômico      | R\$ milhões    | 36,5          | -15,1   | 37,1          | -119,5  | -10,3         | -22,6   | -11,3         | -165,3  |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com a liberalização, o efeito de longo prazo sobre o PIB de uma “economia quase-competitiva” é superior ao efeito de uma “economia heterogênea”. Na atual política de protecionismo isso não acontece. Conforme a Tabela 3, o efeito sobre o PIB em uma “economia quase-competitiva” é 5,3% inferior a uma “economia heterogênea”. Pela mesma razão anteriormente mencionada, a diferença de 5,3% se deve a hipótese de retornos crescentes de escala de produção, a qual permite os setores diferenciados produzirem em maior escala com menos insumos e fatores primários. O arrefecimento desta diferença em relação ao ano de 2013 reflete os movimentos dos custos de produção (salário e renda do capital), decorrentes dos mecanismos intertemporais no modelo.

**Tabela 3 – Diferenças entre hipóteses atribuídas: indicadores selecionados (%)**

| Variáveis            | Efeito da reforma concorrencial:<br>Liberalização <i>versus</i> protecionismo |       |       |       | Efeito das características da economia:<br>Quase-competitiva <i>versus</i> Heterogênea |        |       |       |
|----------------------|-------------------------------------------------------------------------------|-------|-------|-------|----------------------------------------------------------------------------------------|--------|-------|-------|
|                      | (B/A)                                                                         |       | (D/C) |       | (C/A)                                                                                  |        | (D/B) |       |
|                      | 2013                                                                          | 2025  | 2013  | 2025  | 2013                                                                                   | 2025   | 2013  | 2025  |
| PIB                  | -0,2                                                                          | 19,5  | 0,2   | 65,3  | -5,8                                                                                   | -5,3   | -5,5  | 31,0  |
| Investimento         | -0,7                                                                          | 156,0 | 0,6   | 589,2 | 8,6                                                                                    | -45,4  | 10,1  | 46,9  |
| Consumo das famílias | -0,3                                                                          | 27,0  | 0,3   | 67,4  | -3,8                                                                                   | -0,9   | -3,3  | 30,6  |
| Exportações          | 0,3                                                                           | -32,7 | -0,5  | -19,8 | -17,4                                                                                  | -7,4   | -18,0 | 10,4  |
| Importações          | -1,3                                                                          | 126,0 | 8,6   | 185,7 | 78,5                                                                                   | -10,5  | 80,6  | 263,4 |
| Emprego agregado     | -0,3                                                                          | 126,3 | 0,4   | 395,5 | -2,7                                                                                   | -215,8 | -2,0  | 51,2  |
| Salário real         | -0,2                                                                          | 26,2  | 0,6   | 32,8  | 8,1                                                                                    | 17,5   | 9,1   | 23,7  |
| Estoque de capital   | 0,0                                                                           | 22,9  | -10,0 | 61,1  | 66,7                                                                                   | 10,3   | 50,0  | 44,5  |
| Deflator do PIB      | -0,4                                                                          | 183,2 | 1,2   | 278,8 | 32,7                                                                                   | 45,9   | 33,8  | 16,4  |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os impactos positivos gerados pelos experimentos no mercado de cabotagem se refletem também sobre o emprego agregado da economia. Os efeitos sobre o emprego agregado numa “economia heterogênea” são relativamente maiores aos observados numa “economia quase-competitiva”. Isto denota que, embora os setores diferenciados aumentem sua produção usando relativamente menos insumos e fatores primários, ainda assim a demanda por trabalho é superior à demanda dos setores homogêneos de uma “economia quase-competitiva”, que apresentam retornos constantes de escala. Assim, os efeitos de escala, existentes nos experimentos em uma “economia heterogênea”, impulsionam um maior demanda relativa de emprego. Podemos ainda notar os impactos sobre o emprego agregado em virtude dos ajustes no salário real ao longo dos anos. Entretanto, cabe ressaltar que, dado o mecanismo recursivo do mercado de trabalho, a diferença existente entre os tipos de economia tende à zero, o que torna esse resultado pouco relevante se avaliado com mais períodos.

As exportações, por sua vez, registram impactos positivos de curto e longo prazo em todos os experimentos realizados no setor de cabotagem. A sua trajetória responde aos movimentos declinantes dos custos de produção na economia sobre os níveis de preço das exportações. Nesse sentido, o efeito-preço da política tarifária do setor de cabotagem, ao elevar a competitividade da economia, estimula as exportações. A política de liberalização do mercado de cabotagem, como decorrência do estímulo à atividade no ano de 2013, promove a alta relativa dos preços das exportações.

A política tarifária em um mercado protecionista de cabotagem, ao elevar a competitividade da economia, desestimula a demanda por bens importados. Ao aplicar a redução tarifária somente sobre o fluxo doméstico transportado por cabotagem, induz a substituição de demanda em favor aos bens produzidos domesticamente. Dessa maneira, diante da possibilidade de substituição entre bens domésticos e importados na especificação do modelo, o subsídio cruzado da política tarifária do setor de cabotagem beneficia a balança comercial.

## 5.2 Resultados setoriais

A Tabela 4 traz os impactos projetados da redução tarifária no setor de cabotagem. Como esperado, no ano da simulação da política tarifária as reduções dos custos de transporte tendem a provocar uma diminuição no uso dos serviços de cabotagem, causando uma queda direta da atividade deste setor. Essa redução de atividade também faz o setor demandar menos capital e trabalho, pressionando para baixo os preços dos fatores primários. A perda da rentabilidade do capital causa um desvio negativo nas taxas de retorno e, conseqüentemente, sobre o investimento do setor ao longo dos anos. Por outro lado, como o setor passa a requisitar menos insumos e fatores primários no seu processo produtivo, a parcela de custo fixo decai, o que acaba provocando a redução do custo médio.

**Tabela 4 – Efeitos projetados sobre o setor de cabotagem**

| Indicadores               | Unidade (Var.) | Experimento 1 |        | Experimento 2 |         | Experimento 3 |        | Experimento 4 |         |
|---------------------------|----------------|---------------|--------|---------------|---------|---------------|--------|---------------|---------|
|                           |                | 2013          | 2025   | 2013          | 2025    | 2013          | 2025   | 2013          | 2025    |
| Produção                  | %              | -3,50         | -4,96  | -3,48         | -6,84   | -3,57         | -5,18  | -3,60         | -7,41   |
| Efeito escala             | %              | -0,29         | -0,26  | -0,26         | -3,14   | -0,28         | -0,23  | -0,32         | -3,47   |
| Custo médio               | %              | -2,86         | -0,04  | -2,90         | 2,93    | -2,91         | -0,07  | -2,85         | 3,25    |
| Elasticidade de demanda   | %              | -0,03         | -0,03  | -0,04         | 1,26    | -0,04         | -0,04  | -0,02         | 1,51    |
| Markup                    | %              | 0,00          | 0,00   | 0,00          | -0,12   | 0,00          | 0,00   | 0,00          | -0,13   |
| Custo marginal            | %              | -3,14         | -0,30  | -3,15         | -0,30   | -3,18         | -0,29  | -3,17         | -0,33   |
| Número de firmas          | %              | -0,02         | -0,38  | -0,38         | 48,43   | -0,02         | -0,39  | 0,52          | 65,68   |
| Preferência por variedade | %              | 0,00          | -0,02  | -0,03         | 3,52    | 0,00          | -0,01  | 0,04          | 4,18    |
| Preço de mercado          | %              | -3,14         | -0,30  | -3,15         | -0,42   | -3,18         | -0,29  | -3,17         | -0,46   |
| Capital                   | %              | 0,00          | -4,41  | 0,00          | -3,51   | 0,00          | -4,64  | 0,00          | -3,72   |
| Rentabilidade do capital  | %              | -13,72        | -1,37  | -13,76        | -1,36   | -14,22        | -1,47  | -14,17        | -1,64   |
| Trabalho                  | %              | -8,88         | -5,24  | -8,90         | -4,35   | -9,21         | -5,54  | -9,18         | -4,73   |
| Salário nominal           | %              | 0,00          | 0,01   | 0,00          | 0,02    | 0,00          | 0,02   | 0,00          | 0,02    |
| Investimento              | %              | -15,19        | -5,94  | -15,23        | -4,54   | -15,26        | -6,55  | -15,20        | -5,51   |
| Taxa de retorno           | %              | -13,72        | -1,37  | -13,76        | -1,37   | -14,22        | -1,47  | -14,17        | -1,65   |
| Taxa esperada de retorno  | %              | -4,72         | -0,44  | -4,73         | -0,29   | -4,86         | -0,47  | -4,84         | -0,47   |
| Lucro econômico           | R\$ milhões    | -9,48         | -20,96 | -8,74         | -141,15 | -10,32        | -23,50 | -11,36        | -166,21 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

A queda dos requisitos pelos serviços de cabotagem faz a elasticidade de demanda diminuir. Esse deslocamento negativo da curva de demanda estimula levemente o aumento do *markup*, apesar de verificarmos uma redução do preço de mercado. Como decorrência da contração da atividade do setor de cabotagem, o lucro econômico passa a registrar um desvio negativo em relação ao seu cenário base. Nas duas hipóteses, “quase-competitiva” e “heterogênea”, o impacto negativo sobre o lucro econômico estimula uma pequena saída de firmas no mercado em 2013 (-0,02%). Essa pequena redução faz com que haja a necessidade de 0,002% a mais da oferta de cabotagem para fornecer aos seus usuários a mesma satisfação que eles detinham inicialmente.

Podemos observar que os impactos iniciais sobre o setor de cabotagem são sensivelmente piores<sup>13</sup> em um “economia quase-competitiva” quando comparados aos de uma “economia heterogênea”. A razão dessa pequena diferença se deve pela maior reação das atividades dos setores homogêneos às quedas dos níveis de preço, pois, como eles apresentam retornos constantes de escala, as variações das suas produções são mais sensíveis às oscilações dos custos dos insumos e fatores primários. Essa reação acaba provocando um efeito positivo sobre a atividade econômica, induzindo a alta dos preços e custos de produção. Logo, o crescimento dos custos de produção passa a ser relativamente maior ao de uma “economia heterogênea”.

Considerando-se apenas o ambiente concorrencial vigente (protecionista), podemos observar que a leve redução do número de firmas, provocada pela trajetória declinante do lucro econômico, não é capaz de reverter o crescimento do custo médio em 2025. A política de liberalização promove uma entrada substancial de firmas no setor de cabotagem. Diante da hipótese de livre entrada e saída de firmas, esse aumento induz a elevação do custo médio do setor, o que, consequentemente, impacta negativamente no resultado do lucro econômico. A queda da produção do setor de cabotagem alimenta o efeito-preço na economia, estimulando à atividade dos demais setores do sistema produtivo e, posteriormente, acrescendo os custos de produção.

Numa “economia quase-competitiva”, a liberalização do mercado parece gerar um efeito de longo prazo relativamente maior sobre o número de firmas, pois essa variável atinge um desvio acumulado de 66%. Isso faz com que custo médio aumente para 3,25% e o lucro econômico registre uma variação acumulada de –R\$ 166 milhões (i.e. –4,26% sobre o VBP do setor do mesmo ano). Além disso, é interessante notar que o grande crescimento do número de firmas no setor de cabotagem torna positiva a elasticidade de demanda e, por consequência, pressiona levemente para baixa o *markup* do setor.

Os principais impactos de longo prazo da política tarifária do setor de cabotagem sobre os demais setores estão na Tabela 5. Podemos observar que os principais demandantes das operações de cabotagem no Brasil são também os mais beneficiados com a política. Uma vez que o transporte de grãos líquidos é a principal operação de cabotagem, o setor de Petróleo e Gás e de Refino de Petróleo exibem efeitos de longo prazo proeminentes. Juntos, esses dois setores representam cerca de 60% do uso total das margens produzidas pela cabotagem. Além disso, esses setores são intensivos em capital e possuem (no modelo) um número pequeno de firmas, baixa elasticidade de substituição entre as variedades e alta parcela de custo fixo. Essas características fazem com que ambos os setores sejam mais dependentes das oscilações da renda e oferta de capital e suas empresas detenham um significativo poder de mercado.

Conforme a Tabela 5, a política tarifária, com a manutenção da política de protecionismo no setor de cabotagem, tende a provocar um crescimento acumulado sobre a produção de Petróleo e Gás de aproximadamente 0,07% no ano de 2025. Já sobre o nível de atividade do setor de Refino de Petróleo, o desvio acumulado é de 0,03%. A expansão da produção confere aos setores a possibilidade de ampliar as economias de escala de produção, o que, consequentemente, estimula o aumento dos níveis de lucro econômico nos referidos setores diferenciados. No setor de Petróleo e Gás há um crescimento de R\$ 6 milhões de lucro econômico, ao passo que na atividade de Refino de Petróleo um acréscimo de R\$ 1,94 milhão.

Sob a mesma hipótese, a liberalização do mercado de cabotagem, ao impulsionar ainda mais o efeito-preço advindo do transporte de cabotagem, faz os seus dois principais demandantes expandirem mais as suas atividades. No caso do Petróleo e Gás, a política de liberalização incrementa 22% em seu efeito, apesar deste continuar pequeno (0,085%). Para o setor de Refino de Petróleo, o ganho de impacto é de 27% com a política de liberalização em uma “economia heterogênea” (de 0,027% para 0,035%).

Contudo, o efeito de longo prazo sobre a atividade de Petróleo e Gás e de Refino de Petróleo em uma “economia quase-competitiva” é levemente maior se confrontado a de uma “economia heterogênea”. Como em uma “economia quase-competitiva” as pressões que os setores homogêneos exercem sobre os mercados de insumos e de fatores de produção são proporcionais ao comportamento de suas atividades, logo impulsionam mais a alta dos preços. A expansão dos custos de produção faz o setor de cabotagem enfrentar maiores dificuldades para o aumento de sua produção, o que leva a um efeito-preço maior. Esse

<sup>13</sup> O efeito negativo da atividade do setor de cabotagem em uma “economia quase-competitiva” é maior se comparado ao de uma “economia heterogênea”.



efeito-preço acaba sendo transmitido para todo o sistema produtivo de forma mais intensa<sup>14</sup>, estimulando as atividades dos setores homogêneos.

**Tabela 5 – Principais resultados intersetoriais da política tarifária (2025)**

| Produtos                 |              | Experimento 1 |                  |                  | Experimento 2 |                  | Experimento 3**  | Experimento 4** |          |
|--------------------------|--------------|---------------|------------------|------------------|---------------|------------------|------------------|-----------------|----------|
|                          |              | Produção      | Número de firmas | Lucro econômico* | Produção      | Número de firmas | Lucro econômico* | Produção        | Produção |
|                          |              |               | %                | R\$ milhões      |               | %                | R\$ milhões      |                 |          |
| Os 10 mais beneficiados. | PetroleoGas  | 0,069         | 0,012            | 5,988            | 0,085         | 0,012            | 7,652            | 0,066           | 0,088    |
|                          | RefPetroleo  | 0,027         | 0,027            | 1,944            | 0,035         | 0,030            | 2,211            | 0,026           | 0,038    |
|                          | RodoP_OUT    | 0,018         | -                | 0,000            | 0,023         | -                | 0,000            | 0,018           | 0,028    |
|                          | RodoP_IM     | 0,018         | -                | 0,000            | 0,023         | -                | 0,000            | 0,019           | 0,030    |
|                          | OutIndExtrat | 0,018         | 0,018            | 0,000            | 0,017         | 0,017            | 0,000            | 0,019           | 0,022    |
|                          | RodoP_RU     | 0,018         | -                | 0,000            | 0,023         | -                | 0,000            | 0,019           | 0,029    |
|                          | RodoP_IE     | 0,014         | -                | 0,000            | 0,017         | -                | 0,000            | 0,014           | 0,022    |
|                          | AereoDomP    | 0,013         | 0,002            | 0,131            | 0,020         | 0,003            | 0,312            | 0,013           | 0,024    |
|                          | RodoP_INT    | 0,013         | -                | 0,000            | 0,015         | -                | 0,000            | 0,013           | 0,019    |
|                          | ProdQuimicos | 0,011         | 0,013            | 0,440            | 0,010         | 0,008            | 0,392            | 0,011           | 0,014    |
| Os 10 mais prejudicados. | RodoviarioC  | -0,040        | 0,040            | 0,000            | -0,038        | -0,038           | 0,000            | -0,044          | -0,038   |
|                          | OutAtivSevC  | -0,026        | -                | 0,000            | -0,016        | -                | 0,000            | -0,030          | -0,015   |
|                          | CaminhOnibus | -0,018        | 0,015            | 0,775            | -0,013        | -0,010           | -0,518           | -0,028          | -0,016   |
|                          | OutAtivSevP  | -0,005        | -                | 0,000            | -0,001        | -                | 0,000            | -0,006          | 0,001    |
|                          | OutTrArmaz   | -0,004        | -                | 0,000            | 0,000         | -                | 0,000            | -0,006          | 0,003    |
|                          | ServManutRep | -0,003        | 0,003            | 0,000            | 0,000         | 0,000            | 0,000            | -0,005          | 0,001    |
|                          | NavInteriorC | -0,002        | 0,002            | 0,000            | -0,002        | -0,002           | 0,000            | -0,003          | 0,000    |
|                          | PecVeicAutom | -0,001        | 0,001            | 0,137            | -0,002        | -0,001           | 0,154            | -0,003          | 0,000    |
|                          | OutEqTransp  | 0,000         | 0,000            | 0,000            | -0,001        | -0,001           | 0,000            | -0,002          | -0,001   |
|                          | EducPublica  | 0,000         | -                | 0,000            | 0,000         | -                | 0,000            | 0,000           | 0,000    |

\* Os valores zerados denotam que o setores são homogêneos; e \*\* Os demais indicadores, por suposição, exibem valores nulos.

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 5, setores intensivos em capital e mais vinculados com a formação bruta de capital físico (FBCF) também exibem maiores impactos sobre a produção, ainda que pequenos. Esses impactos podem ser explicados tanto em virtude do efeito direto das reduções tarifárias, como pelos efeitos positivos sobre o estoque de capital e o investimento. Por exemplo, o setor de Outros da indústria extrativa (OutIndExtrat) que, além de representar 10,7% do total das margens de cabotagem, é relacionado diretamente com a FBCF e é beneficiado com os experimentos no setor de cabotagem.

Alguns setores são negativamente afetados devido ao efeito de substituição. De acordo com Tabela 5, o transporte rodoviário de carga é o que mais perde com essa política, isso porque este modal é o principal concorrente do transporte de cabotagem. Perante o processo de substituição, a política tarifária promove a queda de demanda do modal rodoviário em favor da demanda do transporte de cabotagem, mas o efeito é pequeno em magnitude. Os efeitos de substituição de longo prazo sobre alguns modais de transporte de carga sinalizam repercussões negativas nos demais serviços e setores vinculados ao transporte.

## 6 CONCLUSÕES

O objetivo desse trabalho, além de analisar os impactos econômicos (2013-2025) da política tarifária proposta pela ANTAQ de uma possível liberalização do mercado de cabotagem sobre a atividade econômica, visou explorar as propriedades do modelo, especialmente em relação às hipóteses atribuídas para certos setores. O mecanismo intertemporal de entrada e saída de firmas do modelo BIM-T permitiu analisar os efeitos entre uma política de protecionismo e liberalização no mercado de cabotagem, o que demonstrou o papel do número de firmas sobre o sistema produtivo brasileiro.

A principal conclusão alcançada segue Bröcker (1998): a incorporação de mercados imperfeitos e retornos crescentes de escala tendem a tornar os efeitos econômicos de uma política de transporte diferentes daqueles observados em “economia quase-competitiva”, não podendo antecipar se eles serão maiores ou menores. Ou melhor, a política tarifária, avaliada isoladamente, mostrou que o desvio de longo prazo da taxa de crescimento do PIB tende a ser maior em um modelo de “economia heterogênea”. Quando

<sup>14</sup> Como discutido, a intensidade é maior nos setores homogêneos, que são tomadores de preços e exibem uma tecnologia de produção com retornos constantes de escala.



essa política foi associada com a de liberalização do próprio mercado, os efeitos sobre o PIB entre os tipos de economia foram inversos. Ou seja, uma vez considerada a política de liberalização do mercado de cabotagem, o impacto projetado de longo prazo sobre o PIB em uma “economia quase-competitiva” foi maior do que de uma “economia heterogênea”.

De modo geral, os resultados projetados foram os esperados tanto do ponto de vista macroeconômico como setorial. A política tarifária no atual ambiente protecionista parece contribuir para a expansão da atividade econômica e para a redução dos preços internos e custos de produção na economia. A combinação dessa política tarifária com uma liberalização do mercado de cabotagem traria maior estímulo para a atividade econômica. Diante disto, a principal conclusão que se alcança é que, quando uma economia se aproxima às características neoclássicas, uma política de liberalização de mercado parece gerar efeitos positivos e maiores para a economia como um todo. Entretanto, os prováveis efeitos positivos gerados para a economia brasileira em todos os experimentos foram acompanhados, em contrapartida, pela compressão do setor de cabotagem. Essa queda do nível de atividade do setor foi ainda maior com a política de liberalização, pois a curva de demanda total passou a ser dividida com mais empresas concorrentes, o que acarretou na ampliação do custo médio, na própria redução de oferta do serviço e diminuição do poder de mercado. Do ponto de vista da análise intersetorial, as reduções custos de transporte das navegações de cabotagem beneficiaram os seus principais demandantes, o setor de Petróleo e Gás e de Refino de Petróleo. Já o transporte rodoviário de carga novamente foi que mais penalizado com a política de redução tarifária, isso porque este modal é o principal concorrente do transporte de cabotagem.

Do ponto de vista da estratégia de política para o mercado de cabotagem, a proposta do subsídio cruzado da ANTAQ, o qual elimina ou suspende o AFRMM sobre as operações domésticas de cabotagem, parece ser uma medida interessante para elevar, mesmo que modestamente, a taxa de crescimento do PIB, e que tende a beneficiar majoritariamente seus principais demandantes no uso deste transporte ao longo da costa marítima brasileira. Os resultados projetados da política de liberalização podem auxiliar os planejadores da ANTAQ caso essa reforma concorrencial viesse acompanhada de novas medidas de regulação com intuito de controlar as condutas das firmas atuantes e entrantes no mercado. Talvez, uma forma de restringir e controlar as condutas das empresas no mercado seria a elaboração e execução de uma política com tetos tarifários reduzidos sobre os transportes de mercadorias feitos pelas navegações de cabotagem. Como o mercado de cabotagem é caracterizado por um conjunto de operações heterogêneas (i.e. petroleiro, graneleiro sólido, cargueiro, porta-contêineres e outros), atendendo mercados distintos, a política de tetos tarifários poderia seguir essa heterogeneidade.

Vale ressaltar que as projeções do modelo não representam previsões, *stricto sensu*, para ambos os estudos. Os resultados do modelo refletem trajetórias das variáveis endógenas dentro de um arcabouço teórico e aplicado do modelo (sua base de dados). No entanto, como modelos dinâmicos recursivos resolvem uma série de modelos estáticos, um para cada ano, eles ainda carregam a chamada “questão do efeito estático” (HADDAD, 2004). Além disso, o modelo BIM-T, ao inserir formas de imperfeições às análises de políticas econômicas, considerou um número maior de parâmetros e coeficientes. Apesar disso, acreditamos que uma análise mais “qualitativa” dos resultados obtidos permite sinalizar a direção das trajetórias das variáveis econômicas nos experimentos realizados, o que representa uma importante contribuição deste trabalho.

## REFERÊNCIAS

- ABAYASIRI-SILVA, K.; HORRIDGE, M. *Economies of Scale and Imperfect Competition in an Applied General Equilibrium Model of the Australian Economy*. Working Paper Number OP-84. Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 1996. 26 p.
- ABAYASIRI-SILVA, K.; HORRIDGE, M. *The Effects of Current Fiscal Restraint on the Australian Economy: an Applied General Equilibrium Analysis with Imperfect Competition*. Working Paper Number OP-91. Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 1999. 24 p.
- AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES AQUAVIÁRIOS (ANTAQ). *Diagnóstico da navegação de cabotagem visando à regulação do setor*. Seminário dos projetos do fundo aquaviário. Brasília: ANTAQ, 2009. 45 p.

- AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES AQUAVIÁRIOS (ANTAQ). *Panorama Aquaviário*. Brasília: ANTAQ, 2011. 154 p.
- ARMINGTON, P. S. A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *International Monetary Fund Staff Papers*, v. 16, n. 1, p. 159-178, 1969.
- ARROW, K. J.; DEBREU, G. Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy. *Econometrica*, v. 22, n. 3, p. 265-290, jul. 1954.
- BABIKER, M. H. *et al.* *The MIT Emissions Prediction and Policy Analysis (EPPA) Model: Revisions, Sensitivities, and Comparisons of Results*. Number 71. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology (MIT), fev. 2001. 92 p.
- BERG, C. Household Transport Demand in a CGE-framework. *Environmental and Resource Economics*, v. 37, n. 3, p. 573-597, jul. 2007.
- BETARELLI JUNIOR, A. A. *Um modelo de equilíbrio geral com retornos crescentes de escala, mercados imperfeitos e barreiras à entrada: aplicações para setores regulados de transporte no Brasil*. 2013. 366 f. Tese (Doutorado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFMG), 2013.
- BRÖCKER, J.; MERCENIER, J. General Equilibrium Models for Transportation Economics. In: PALMA, A. *et al.* (Org.). *A Handbook of Transport Economics*. Cheltenham/Northampton: Edward Elgar, 2011. p. 928.
- CARVALHO, C. H. R.; PEREIRA, E. H. M. Efeitos da variação da tarifa e da renda da população sobre a demanda de transporte público coletivo urbano no Brasil. *TRANSPORTES*, v. 20, n. 1, p. 31-40, 2012.
- CASTRO JUNIOR, O. A. Análise comparativa da regulação dos transportes aéreos nos Estados Unidos e Brasil: breves notas. *Journal of Transport Literature*, v. 5, n. 2, p. 163-174, 2011.
- CASTRO, N. Formação de preços no transporte de carga. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 1, p. 167-189, abr. 2003.
- CORY, P.; HORRIDGE, M. *A Harris-Style Miniature Version of ORANI*. Working Paper Number OP-54. Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 1985. 77 p.
- DE NEGRI, J. A. *et al.* Empresas líderes na indústria brasileira: recursos, estratégias e inovação. In: DE NEGRI, J. A.; LEMOS, M. B. (Org.). *O Núcleo Tecnológico da Indústria Brasileira*. Brasília: IPEA/FINEP/ABDI, 2011. p. 11-56.
- DIXIT, Avinash K; STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, v. 67, n. 3, p. 297-308, jun. 1977.
- DOMINGUES, E. P. *et al.* Redução das desigualdades regionais no Brasil: os impactos de investimentos de transporte rodoviário. *XXXV Encontro Nacional de Economia*. Recife: Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia, 2007. .
- EMPRESA BRASILEIRA DE PLANEJAMENTO DE TRANSPORTES (GEIPOT). *Política Governamental e Competitividade da Marinha Mercante Brasileira*. Brasília: GEIPOT, 1999.
- FRANCOIS, J. F. *Scale Economies and Imperfect Competition in the GTAP Model*. Paper 16. West Lafayette: GTAP Technical Papers, 1998. 22 p.
- HADDAD, E. A. *Retornos Crescentes, Custos de Transporte e Crescimento Regional*. 2004. 207 f. Tese (Livre-Docência em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/ USP), São Paulo, 2004.
- HARRIS, R. Applied General Equilibrium Analysis of Small Open Economies with Scale Economies and Imperfect Competition. *The American Economic Review*, v. 74, n. 5, p. 1016-1032, dez. 1984.
- HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. R. *Market structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition, and the international economy*. Cambridge: The MIT Press, 1985.
- HELPMAN, Elhanan. International trade in the presence of product differentiation, economies of scale and monopolistic competition:: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin approach. *Journal of International Economics*, v. 11, n. 3, p. 305-340, jan. 1981.
- HERTEL, T. W.; TSIGAS, M. Structure of GTAP. In: HERTEL, T. W. (Org.). *Global Trade Analysis: Modeling and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999. .
- HODGSON, J. R. F.; BROOKS, M. R. *Canada's Maritime Cabotage Policy*. Halifax: DALHOUSIE University, 2004. 82 p.
- JOHANSEN, L. *A multisectoral model of economic growth*. Amsterdam: North-Holland Pub. Co, 1960.

- KRUGMAN, P. R. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. *Journal of International Economics*, v. 9, n. 4, p. 469-479, fev. 1979.
- KRUGMAN, Paul. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. *American Economic Review*, v. 70, n. 5, p. 950-959, dez. 1980.
- LACERDA, S. M. Navegação de cabotagem: regulação ou política industrial? *BNDES Setorial*, n. 19, p. 49-66, mar. 2004.
- LEMOES, M. B. *A Nova Geografia Econômica: uma leitura crítica*. 2008. 170 f. Tese (Professor Titular) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFGM), Belo Horizonte, 2008.
- LERNER, A. P. The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power. *The Review of Economic Studies*, v. 1, n. 3, p. 157-175, jun. 1934.
- MINISTÉRIO DOS TRANSPORTES. Relatório de modelagem da situação e evolução da demanda de transporte de passageiros. In: MINISTÉRIO DOS TRANSPORTES (Org.). *Plano Nacional de Logística e Transportes (PNLT)*. Brasília: Ministério dos transportes, 2007. p. 57.
- NÓBREGA, E. *Evolução e perspectivas de desenvolvimento da marinha mercante brasileira*. Texto para discussão n. 45. Brasília: Consultoria Legislativa do Senado Federal, 2008. 18 p.
- OLIVEIRA, A. V. M.; FERREIRA, N. S.; SALGADO SILVA, L. H. Liberalização econômica do transporte aéreo no Brasil: um estudo empírico dos dez primeiros anos. *TRANSPORTES*, v. 19, n. 3, p. 62-74, 2011.
- PETER, M. W. *et al.* *The theoretical structure of Monash-MRF*. Working Paper Number OP-85. Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 1996. 121 p.
- SPENCE, M. Product differentiation and Welfare. *American Economic Review*, v. 66, n. 2, p. 407-414, maio 1976.
- STEININGER, K. W.; FRIEDL, B.; GEBETSROITHER, B. Sustainability impacts of car road pricing: A computable general equilibrium analysis for Austria. *Ecological Economics*, v. 63, n. 1, p. 59-69, jun. 2007.
- STONE, R. Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal*, v. 64, n. 255, p. 511-527, set. 1954.
- ZIMMERMANN, N.; OLIVEIRA, A. V. M. Liberalização econômica e universalização do acesso no transporte aéreo: é possível conciliar livre mercado com metas sociais e ainda evitar gargalos de infraestrutura. *Journal of Transport Literature*, v. 6, n. 4, p. 82-100, 2012.

#### Apêndice A– Valores calibrados dos coeficientes selecionados (ano base)

| Sigla        | CDR  | N. firmas | Elasticidade | Sigla        | CDR  | N. firmas | Elasticidade | Sigla        | CDR  | N. firmas | Elasticidade |
|--------------|------|-----------|--------------|--------------|------|-----------|--------------|--------------|------|-----------|--------------|
| PetroleoGas  | 0,15 | 80        | 6,58         | PerfumarOut  | 0,21 | 2839      | 4,76         | ApMedicoOut  | 0,19 | 619       | 5,25         |
| MinerioFerro | 0,24 | 84        | 4,12         | TintasOut    | 0,11 | 879       | 9,08         | AutomUtilita | 0,22 | 45        | 4,44         |
| AlimentBebid | 0,11 | 4444      | 9,09         | QuimicosDive | 0,18 | 2056      | 5,55         | CaminhOnibus | 0,17 | 16        | 5,56         |
| ProdFumo     | 0,22 | 145       | 4,51         | BorracPlast  | 0,12 | 6602      | 8,33         | PecVeicAutom | 0,14 | 1671      | 7,14         |
| ArtVestuario | 0,14 | 35262     | 7,14         | Cimento      | 0,21 | 66        | 4,69         | EletrOutUrba | 0,17 | 498       | 5,87         |
| CouroCalcado | 0,11 | 6518      | 9,09         | FabAcoDeriv  | 0,22 | 302       | 4,53         | FerrovioC    | 0,20 | 12        | 4,62         |
| CelulosPapel | 0,25 | 878       | 4,00         | MetNaoFeros  | 0,19 | 1481      | 5,26         | CabotagemC   | 0,10 | 28        | 9,67         |
| JornRevDisc  | 0,11 | 6447      | 9,09         | ProdMetal    | 0,17 | 6817      | 5,88         | AereoC       | 0,11 | 14        | 8,49         |
| RefPetroleo  | 0,24 | 46        | 4,07         | MaqEquipManu | 0,11 | 2170      | 9,09         | AereoDomP    | 0,11 | 21        | 8,66         |
| ProdQuimicos | 0,14 | 854       | 7,13         | Eletrodomest | 0,11 | 315       | 9,06         | AereoInterP  | 0,11 | 10        | 8,27         |
| ResinaElasto | 0,13 | 172       | 7,65         | EscrInformat | 0,11 | 458       | 9,07         | FinancSeguro | 0,25 | 1404      | 4,00         |
| ProdFarmac   | 0,23 | 1211      | 4,34         | MaqEletriOut | 0,12 | 461       | 8,32         | EducMercant  | 0,29 | 3186      | 3,45         |
| DefAgricolas | 0,19 | 103       | 5,21         | MatEletrOut  | 0,19 | 297       | 5,24         | SaudeMercant | 0,22 | 1511      | 4,54         |

Fonte: Betarelli Junior (2013).

# MODELOS DE PREVISÃO: O CASO DOS PREÇOS RECEBIDOS PELOS PRODUTORES DE LEITE NO BRASIL<sup>1</sup>

Ananias Vitor Luís Santos<sup>2</sup>  
 Bruno Henrique Picon De Carvalho<sup>3</sup>  
 Daniela Almeida Raposo Torres<sup>4</sup>  
 Talles Girardi de Mendonça<sup>5</sup>  
 Andréa Cristiane dos Santos Delfino<sup>6</sup>

## RESUMO

Tendo em vista a importância da pecuária leiteira para a economia brasileira, este estudo teve como objetivo analisar o comportamento dos preços recebidos pelos produtores de leite em oito estados da federação, no período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2013. O procedimento metodológico utilizado neste estudo é a modelagem de séries temporais proposta por Box e Jenkins. Para Goiás, Bahia e Pernambuco o melhor ajustamento foi encontrado no modelo SARIMA. Já para Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina os melhores resultados foram encontrados a partir da previsão feita pelo modelo GARCH, pois estas séries apresentavam heterocedasticidade. Por fim, a sazonalidade está presente em todos os estados, seja de forma mais forte ou mais branda, por isso o tema deve continuar sendo estudado, para que possam ser feitas políticas públicas de incentivo a essa atividade, principalmente para pequeno produtor que é o elo mais fraco nessa corrente, denominada mercado de leite.

**Palavras Chaves:** Leite, Sazonalidade, Preço, Produtor e Mercado.

## ABSTRACT

Given the importance of dairy farming in the Brazilian economy, this study aims to analyze the behavior of prices received by milk producers in eight states of the federation, the period between January 1995 and February 2013. The methodological procedure used in this study is the modeling of time series proposed by Box and Jenkins. For Goiás, Bahia and Pernambuco the best fit was found in the SARIMA model. As for Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná and Santa Catarina the best results were found from the estimate made by the GARCH mode, for this these series presented heteroscedasticity, while the series of São Paulo the best adjustment happened as if it were a normal series. Finally, the seasonality is present in every state, either stronger or of milder form, so the theme should continue being studied, for that public policies to encourage can be made to this activity, especially for small producer who is weakest link in that chain, called milk market.

**Keywords:** Milk, Seasonality, Price, Producer and Market.

**Área Escolhida:** Microeconomia Aplicada

**Classificação JEL do Trabalho:** D – Micoeconomics / D4 – Market Structure and Pricing

<sup>1</sup> Os autores agradecem a contribuição da professora Doutora Patrícia Lopes Rosado (UFSJ).

<sup>2</sup> Aluno do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGEA – UFJF).

<sup>3</sup> Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal De São João Del Rei.

<sup>4</sup> Professora do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal De São João Del Rei.

<sup>5</sup> Professor do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal De São João Del Rei.

<sup>6</sup> Professora do Departamento de Matemática e Estatística da Universidade Federal De São João Del Rei.



## 1. INTRODUÇÃO

As atividades ligadas ao agronegócio brasileiro estão entre as mais importantes para a economia do país. A grande disponibilidade de fatores de produção favorece a expansão desse segmento da economia que, além de atender à demanda interna por seus produtos, também atende a boa parte da demanda internacional. Em razão disso, o Brasil se tornou um dos principais produtores e exportadores mundiais de produtos ligados ao agronegócio.

A expansão do setor também se configura como um importante instrumento de desenvolvimento regional na medida em que gera emprego e renda nas áreas com vocação para o desenvolvimento de suas atividades.

Neste contexto, um importante segmento do agronegócio é a pecuária leiteira. A produção leiteira está presente em todas as 558 microrregiões brasileiras (ZOCCAL, 2007). Além disso, o censo agropecuário de 2006 evidenciou que somente o setor primário evolvia cerca de cinco milhões de pessoas, sendo 1,35 milhões de produtores (IBGE, 2013). Ainda segundo o IBGE (2013), a produção de leite em 2011 foi superior a 30 bilhões de litros. Esse montante gerou valores acima de R\$ 21 bilhões.

Outra característica marcante da atividade leiteira é o seu caráter de desconcentração. De acordo com dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) referentes ao ano de 2006, 74,65% dos estabelecimentos agropecuários que produziram leite tinham até 50 ha, sendo estes responsáveis por 48,55% do valor da produção no Brasil (IBGE, 2013).

Em razão dessas características, a expansão da atividade leiteira traria benefícios para produtores de diferentes tamanhos e graus de capitalização, localizados em diferentes regiões do país. Neste processo, o planejamento da atividade é de fundamental importância para a consolidação de qualquer expansão.

Particularmente na atividade agropecuária, o planejamento por parte dos produtores é dificultado pelas oscilações no preço do produto. Isso porque a atividade está sujeita a diversos eventos que, ao afetarem as condições de oferta, alterariam também os seus preços. Entre esses eventos podem ser citados as condições climáticas adversas, incidência de pragas e doenças, políticas econômicas, entre outros.

Diante dessa realidade da atividade agropecuária, e também leiteira, a geração de informações que auxiliem no entendimento do comportamento dos preços é essencial para a expansão dos negócios. Conhecendo-se o processo de formação de preços dos produtos, os empresários agrícolas poderiam se planejar melhor e tomar decisões de investimentos, por exemplo, com base em melhores informações. Em outros termos, informações sobre os preços atuariam no sentido de reduzir os riscos da atividade, estimulando investimentos e, possivelmente, elevando a rentabilidade dos empreendimentos agrícolas.

Tendo em vista esses aspectos, esse estudo tem como objetivo realizar a previsão dos preços recebidos pelos produtores de leite nos estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás, Santa Catarina, São Paulo, Bahia e Pernambuco, no período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2013.

Cabe destacar que a escolha dos Estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás, Santa Catarina, São Paulo, Bahia e Pernambuco deve-se ao fato de serem esses estados os maiores produtores e consumidores de leite do Brasil, durante o período analisado nesse estudo.

Além disso, o período escolhido levou em consideração a estabilização da economia após a implementação do Plano Real. O estudo anterior à data de implementação do referido Plano poderia incorrer em complicações devido aos altos índices inflacionários da época e às

recorrentes políticas de estabilização que influenciavam o processo de formação de preços de bens e serviços transacionados na economia.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

Esta parte destina-se à apresentação dos elementos teóricos que sustentam as análises empreendidas neste trabalho e que se referem à teoria da demanda e da oferta, além das teorias de estruturas de mercado.

### 2.1 Teoria da oferta e demanda de mercado

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2002), o modelo básico de oferta e demanda – que incluem os conceitos de curva de oferta e de demanda são de grande importância para o entendimento da maneira como os preços mudam e como outros fatores podem afetar as quantidades demandadas e ofertadas.

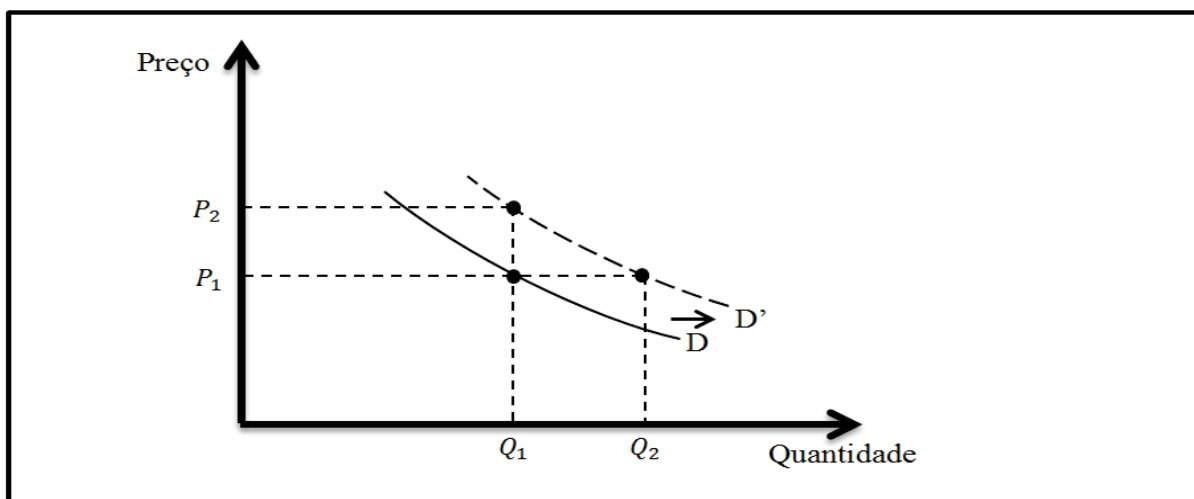
A demanda e a oferta são os principais formadores de preços de produtos agrícolas nos mercados internos e externos. Para o mercado de um bem, a demanda apresenta as quantidades que os consumidores estariam dispostos a comprar para cada nível de preço. A teoria da demanda coloca os consumidores individuais como “racionais”, sendo capazes de escolher a melhor quantidade possível de cada bem em função de seus orçamentos, dos preços de cada produto, de suas preferências, dos preços dos bens substitutos e dos bens complementares, etc.. A lei da demanda postula que o preço e a quantidade demandada num determinado mercado estão inversamente relacionados. Desse modo, quanto mais alto for o preço de um produto, menos as pessoas estarão dispostas ou poderão comprá-lo. Quando o preço de um bem sobe, o poder de compra da população diminui e os consumidores mudam para bens substitutos, que possivelmente estejam mais baratos (PINDYCK & RUBINFELD, 2002).

Para Margarido (2000, apud CARVALHO *et al.*, 2008. p. 3), o setor agrícola é o que apresenta maior grau de sensibilidade diante de choques de oferta e demanda em razão de suas especificidades. No caso de choques de oferta, fatores de ordem climática, tais como geadas, excesso de chuvas, incidência de pragas, etc., podem contribuir para alteração da quantidade ofertada de produtos agrícolas e conseqüentemente, terem reflexos sobre o nível de preços da economia. Pelo lado da demanda, os preços do setor agrícola também são influenciados pelas mudanças dos rumos da política econômica, tais como alterações nas alíquotas de importações, taxa de câmbio, política monetária, etc.

A formação e variação dos preços dos produtos agrícolas são fortemente influenciadas pela comercialização. Existem diversos agentes atuando na comercialização, e de acordo com Barros (2007), há certa distância entre consumidores e produtores, dada pela presença de intermediários responsáveis por conduzir os produtos agrícolas aos consumidores. Até chegarem ao mercado, são agregados ao produto, custos referentes às perdas, impostos, salários, comissões, etc. que acabam elevando os preços dos produtos.

A figura 01 mostra a curva de demanda em seu modelo clássico. Esta curva é negativamente inclinada por que à medida que o preço cai, os agentes vão demandar uma maior quantidade do bem ou serviço em questão. Quando houver alterações no preço ou na quantidade, o ajuste vai ser realizado pelo movimento “na curva” D. Quando acontecerem eventos não visíveis no gráfico (Ex.: aumento da renda) isto acarretará com que haja um novo ajuste em termos de preço e quantidade através do movimento “da curva”, de D para D’ buscando um novo equilíbrio.

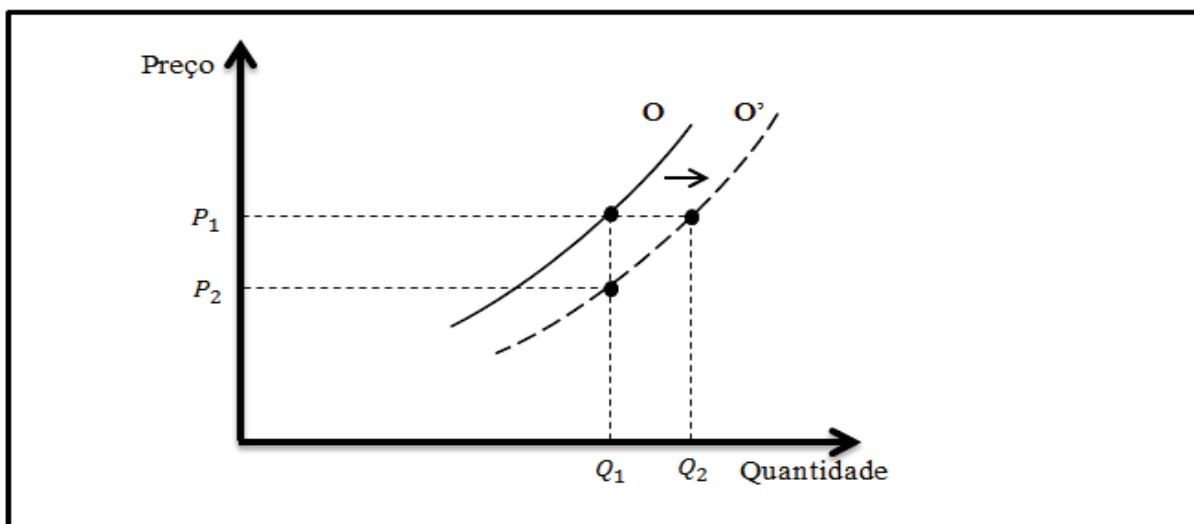




Fonte: Pindyck e Rubinfeld (2002), página 22.

**Figura 1:** Curva de Demanda.

Na figura 02, podemos verificar; os efeitos de aumentos no preço ou uma queda nos custos de produção podem causar na quantidade ofertada dos produtos. A curva de oferta é positivamente inclinada, o que significa que para qualquer aumento de preço, *ceteris paribus*, os produtores terão incentivos em aumentar a quantidade ofertada desse produto.



Fonte: Pindyck e Rubinfeld (2002), página 20.

**Figura 2:** Curva de Oferta.

O crescimento da população representa um aumento na procura por alimentos, incluindo o leite e seus derivados. A partir de Julho de 1994, houve uma melhoria da renda proporcionada pelo fim do processo inflacionário e pelo crescimento do salário mínimo em virtude do Plano Real, elevando o potencial de compra da população tendo também grandes impactos na procura por produtos lácteos. Pode-se argumentar ainda que a demanda da indústria de transformação depende do consumidor final e do conjunto de produtos lácteos que ele consome.

Na situação inicial, (figura 02) o preço e a quantidade são  $P_1$  e  $Q_1$ , respectivamente. Caso ocorra um aumento no preço, vai haver uma movimentação de aumento na quantidade, mas esta alteração vai estar posicionada na curva O, sendo este um movimento denominado “na curva de oferta”. Caso ocorra, decréscimo no preço vai ocorrer o mesmo tipo de

movimento na mesma curva, só que desta vez em sentido contrário, mostrando uma queda na quantidade ofertada do bem em questão. Pode haver mudanças também na quantidade, o que faz com que haja alterações no preço. No caso de alterações nas outras variáveis não plotadas no gráfico anterior, vai ocorrer movimentos da curva para que haja um novo preço e uma nova quantidade de equilíbrio, na curva  $O'$ .

Como forma de analisar a oferta e a demanda, leva-se em consideração que o preço de um bem equilibra as quantidades produzidas e consumidas. Portanto, as características mais diretamente observáveis de um bem produzido no mercado são os seus preços e as suas quantidades. Nesse sentido, os preços podem servir como um mecanismo eficiente de comunicação para regular tanto a quantidade demandada quanto a quantidade ofertada, alcançando o equilíbrio.

## 2.2 Estruturas de mercado

Ao se tratar de estruturas de mercado a mais conhecida é a competição perfeita. Para que o mercado funcione neste tipo de estrutura é necessário levar em consideração alguns pressupostos básicos, entre eles; simetria de informação, ou seja, todos os agentes têm o mesmo conhecimento sobre aquele mercado; produtos homogêneos (idênticos), todos os agentes tem acesso às tecnologias e este mercado não possui barreiras a entrada ou a saída; existem muitos vendedores e muitos compradores, fazendo com que todos sejam tomadores de preço no mercado. Segundo Pindyck e Rubinfeld (2002), neste mercado vigora o preço de equilíbrio, que é o preço que equilibra as quantidades ofertadas e demandadas. Estando em desequilíbrio, ou seja, quantidade ofertada maior ou menor que a quantidade demandada, vai haver excesso ou escassez de oferta, neste período os mecanismos de mercado (tendência de modificação nos preços até que haja novamente um balanceamento do mercado) vão atuar para que seja estabelecido um novo ponto de equilíbrio.

Outras duas estruturas de mercados totalmente opostas a concorrência perfeita, são o monopólio e o monopsonio. No monopólio existe apenas um vendedor e muitos de agentes atuando como compradores. Entretanto, segundo Pindyck e Rubinfeld (2002), o monopolista não poderá usar seu poder de mercado indiscriminadamente, pois existem pelo menos dois limitantes. O primeiro a ser citado é a elasticidade preço da demanda do seu produto, caso essa seja muito elevada (produto não essencial), boa parte dos consumidores deixaram demandar o produto em questão, reduzindo (e não ampliando como a empresa desejava) os lucros da empresa. Segundo é a concorrência potencial, que ocorre quando essa empresa monopolista consegue lucros extraordinários num mercado, faz com que empresas passem a atuar nesse mercado. Assim, o temor da empresa monopolista de que outras empresas passem a dividir esse mercado com ela faz com que ela não faça uso de todo seu poder de mercado.

Monopólio puro e concorrência perfeita são estruturas bem raras, sendo bem mais comuns no mercado a concorrência monopolística e o oligopólio. Na estrutura de concorrência monopolística existem algumas empresas atuando no mercado com certo poder de determinação nos preços, mas existem outras empresas com o mesmo poder em atuação, neste caso os produtos não são homogêneos, mas são substitutos perfeitos. Assim, uma empresa qualquer neste mercado pode determinar o preço do seu produto, mas com cautela por que sua concorrente tem um produto muito similar que pode ser comprado por um preço mais baixo. Há também a questão relacionada às preferências do consumidor, que pode preferir um produto mesmo quando ele estiver com um preço bem mais elevado. No oligopólio o mercado é formado por poucos vendedores, as estruturas de oligopólio e a de poder de monopólio são bem parecidas, a diferença existente é que na segunda as empresas possuem poder na determinação dos preços dos produtos fabricados por ela, mas sofre pressão de suas concorrentes com produtos bem similares.

Em relação às estruturas de mercado voltadas para o comprador tem-se o monopólio e o oligopólio. O monopólio é um tipo de estrutura de mercado que possui apenas um comprador, que define o preço, e milhares de vendedores que são pequenos diante do mercado não tendo condições de afetar o preço. Já o oligopólio possui apenas um grupo com poucos compradores, podendo estes afetar e determinar o preço em vigor no mercado. Esta estrutura é a que mais se aproxima do mercado do leite, pois existem muitos vendedores e poucos compradores que são os laticínios. Talvez a maior restrição de atuação dos laticínios numa área maior seja a logística de transporte do leite, sendo complicado para o laticínio transportar o leite com qualidade por grandes distâncias.

### 3. METODOLOGIA

Os métodos de análise utilizados no presente estudo baseiam-se na modelagem de séries temporais proposta por Box e Jenkins (1970) e no modelo Garch.

A metodologia de Box e Jenkins possibilita a construção de modelos univariados, que descrevem, com certa precisão e de forma parcimoniosa, o processo gerador da série temporal, permitindo, assim, obter previsões acuradas de valores futuros. Esses modelos, genericamente conhecidos por ARIMA (*Auto Regressive Integrated Moving Averages*), visam captar o comportamento da correlação serial ou autocorrelação entre os valores da série temporal e, com base nesse comportamento, realizar previsões futuras. Se essa estrutura de correlações for bem modelada, fornecerá boas previsões. Segundo Fava (2000), os modelos ARIMA resultam da combinação de três componentes, denominados “filtros”: o componente auto-regressivo (AR), o filtro de integração (I) e o componente de média móvel (MA). Uma série pode ser modelada por esses três filtros ou por apenas um subconjunto deles.

Considerando uma série estacionária em nível, o processo Auto-Regressivo de Média Móvel, de ordem  $p$  e  $q$ , pode ser denominado ARMA ( $p, q$ ), sendo definido da seguinte forma:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1)$$

em que  $\phi_i (i=1,2,\dots,p)$  são parâmetros auto-regressivos;  $\theta_j (j=1,2,\dots,q)$  representam parâmetros de médias móveis; e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro que se comporta como um ruído branco, ou seja, constitui o termo de erro estocástico que apresenta média zero e variância constante e não é autocorrelacionado.

O processo (1) pode, também, ser descrito como:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) Y_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (2)$$

em que  $L$  é o operador de defasagem ( $LY_t = Y_{t-1}$ ).

Morettin e Toloi (1985) destacam que, caso a série analisada seja não estacionária, mediante a realização de transformações nos dados (por exemplo, tomar diferenças sucessivas da série original), é possível chegar a uma série estacionária na média, sobre a qual a modelagem em discussão pode ser aplicada. Quando há necessidade de recorrer a transformações, passa-se para um processo Auto-Regressivo Integrado de Média Móvel, denominado ARIMA ( $p, d, q$ ), onde o termo  $d$  representa a ordem do operador de diferença (ou ordem de integração) que torna a série estacionária. Esse processo pode ser descrito como:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3)$$

em que  $Z_t = \Delta^d Y_t$ .

Usando o operador de defasagem  $L$ , o modelo (3) pode ser expresso como:

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) Z_t = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (4)$$

Sendo  $Z_t = (1 - L)^d Y_t$ , tem-se que:

$$\phi(L)(1 - L)^d Y_t = \theta(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

Tendo em vista que muitas séries temporais apresentam, ainda, componentes sazonais (existência de correlações entre observações não consecutivas), na modelagem das mesmas devem ser incluídos esses componentes. No caso de modelos estacionários puramente sazonais, que apresentam componentes sazonais auto-regressivos (SAR) e de média móvel (SMA), tem-se a seguinte estrutura:

$$(1 - \Phi_1 L^s - \Phi_2 L^{2s} - \dots - \Phi_P L^{Ps}) Y_t = (1 - \Theta_1 L^s - \Theta_2 L^{2s} - \dots - \Theta_Q L^{Qs}) \varepsilon_t \quad (6)$$

em que  $\Phi$  e  $\Theta$  representam, respectivamente, os parâmetros SAR e SMA;  $P$  e  $Q$  referem-se às ordens auto-regressiva e de média móvel sazonais; e  $s$  é o período sazonal (para dados mensais,  $s = 12$ ; para dados trimestrais,  $s = 4$ ).

A expressão (6) pode, também, ser descrita da seguinte forma:

$$\Phi(L^s) Y_t = \Theta(L^s) \varepsilon_t \quad (7)$$

Diante de uma série que, além de ser não estacionária em nível, apresenta componentes auto-regressivos, de média móvel e sazonais, utilizando a modelagem em discussão, pode-se passar para um modelo sazonal multiplicativo, denominado SARIMA  $(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ , cuja estrutura, segundo Fava (2000), é representada como:

$$\begin{aligned} & (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)(1 - \Phi_1 L^s - \Phi_2 L^{2s} - \dots - \Phi_P L^{Ps})(1 - L)^d (1 - L^s)^D Y_t = \\ & = (1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q)(1 - \Theta_1 L^s - \Theta_2 L^{2s} - \dots - \Theta_Q L^{Qs}) \varepsilon_t \\ & = \phi(L) \Phi(L^s) \Delta^d \Delta_s^D Y_t = \theta(L) \Theta(L^s) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

No modelo SARIMA, os termos  $d$  e  $D$  representam, respectivamente, as ordens de diferenciação sazonal e não sazonal ( $\Delta^d Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ), que podem ser necessárias para tornar a série estacionária.

Em termos aplicados, a modelagem proposta por Box e Jenkins compreende quatro etapas principais: identificação, estimação, diagnóstico e previsão. A identificação consiste em descobrir os valores apropriados dos termos  $p$ ,  $d$ ,  $q$ ,  $P$ ,  $D$  e  $Q$ , discutidos anteriormente. Com isso, identificam-se os componentes auto-regressivos e/ou de média móvel, sazonais ou não, que melhor representam o processo gerador da série.

Para desenvolver essa primeira etapa, são efetuadas análises relacionadas com os comportamentos da função de autocorrelação (FAC), da função de autocorrelação parcial (FACP) e dos correlogramas resultantes, que constituem representações gráficas da FAC e da FACP contra as defasagens temporais (PINDYCK; RUBINFELD, 2004).

Na etapa de estimação, os modelos sugeridos, ou seja, que foram identificados na etapa anterior, são ajustados por mínimos quadrados ou por máxima verossimilhança visando obter estimativas dos diversos parâmetros ( $\phi, \theta, \Phi$  e  $\Theta$ ), bem como da variância  $\sigma_\varepsilon^2$  de cada modelo.

A etapa de diagnóstico consiste, principalmente, em verificar a qualidade de ajuste dos modelos estimados. Caso um determinado modelo seja considerado adequado, ele poderá ser usado para efetuar previsões; caso contrário, outra especificação deve ser escolhida para modelar a série, implicando, assim, em refazer as etapas de identificação e estimação.

Para efetuar esse diagnóstico, de acordo com Fava (2000), utilizam-se critérios agrupados em dois itens principais: análise dos resíduos e avaliação da ordem do modelo. Com relação aos resíduos, eles devem comportar-se aproximadamente como um ruído branco. Quanto à avaliação de ordem, ela consiste em verificar se o modelo não está sub ou super-especificado. Se o valor de um coeficiente estimado, sobretudo se for o de maior ordem, não apresentar significância estatística, é provável que haja super-especificação. Por outro lado, para verificar se existe subespecificação, devem-se introduzir parâmetros adicionais e analisar a sua significância estatística.

Caso a utilização dos critérios referidos não gere subsídios suficientes para escolher entre dois ou mais modelos, o mais adequado é comparar os valores da variância, bem como dos critérios AIC (*Akaike Information Criterion*) e SC (*Schwartz Criterion*) de cada modelo analisado. Assim, menores valores da variância em um dos dois critérios são indicativos de melhor adequação de um determinado modelo.

A etapa final da modelagem proposta por Box e Jenkins consiste em empregar o modelo final, selecionado como o mais adequado, na realização de previsões de valores da série modelada.

Para que as séries possam ser analisadas, inicialmente tem que ser feito o teste de estacionariedade. O presente trabalho utiliza de ADF e os testes propostos por Zivot e Andrews (1992). Estes trabalharam uma nova variação do teste de Perron, onde ao contrário deste em Zivot e Andrews (1992), a data da quebra é desconhecida e determinada endogenamente. O teste de Zivot e Andrews (1992) consiste em:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta DT_t^* + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c \Delta y_{t-1} + e \quad (9)$$

A hipótese nula do teste é que a série consiste em um *random walk* com tendência:

$$H_0: y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (10)$$

A hipótese alternativa consiste em dizer que a série é estacionária com uma quebra. A hipótese alternativa varia conforme os três modelos possíveis do teste que são:

- Mudança no coeficiente linear, chamado de modelo de crash:

$$DT = \mu_0 + \mu_1 DU_t + \delta t \quad (11)$$

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t > T_B \\ 0 & \text{cc} \end{cases} \quad (12)$$

- Mudança na inclinação, chamado de modelo mudança na taxa de crescimento:

$$DT_t = \mu + \delta_0 t + \delta_1 DT_t \quad (13)$$

$$DT_t = \begin{cases} t - T_B & \text{se } t > T_B \\ 0 & \text{cc} \end{cases} \quad (14)$$

- Modelo com ambos os efeitos:

$$DT_t = \mu_0 + \mu_1 DU_t + \delta_0 t + \delta_1 DT_t^* \quad (15)$$

$$DT_t^* = \begin{cases} t - T_B & \text{se } t > T_B \\ 0 & \text{cc} \end{cases} \quad (16)$$

### 3.2 Modelo GARCH

Devido às restrições apresentadas pelos modelos ARIMA e SARIMA em manterem a variância do erro constante ao longo do tempo, Engle (1992, apud AREDES 2009, p.6) criou um modelo alternativo para fazer previsões, esse modelo ficou conhecido como ARCH (*Auto Regressive Conditional Hetereskedasticity*) que introduz a variância condicional do erro determinada pela defasagem dos erros ao quadrado. A modelagem ARCH ( $q$ ), em que  $q$  é o número de defasagens dos erros ao quadrado, é representada por:

$$\sigma_t^2 = \Phi + \sum_{i=1:q} w_i + u_{t-i}^2 \sigma_t^2 = \Phi + \sum_{i=1:q} w_i + w_{t-1}^2 \quad (19)$$

em que  $\sigma$  é a variância condicionada e  $\Phi$  e  $w$  são parâmetros a serem estimados.

Contudo, devido ao grande número de defasagens  $q$  frequentemente encontrados no modelo ARCH, Bollerslev (1986, apud AREDES 2009, p.7) criou um modelo geral e simplificado denominado como GARCH (*Generalized Auto Regressive Conditional Hetereskedasticity*). Este modelo mostra uma vantagem operacional ao incorporar a própria variância condicional passada como fator determinante da variância condicional do erro. Assim o modelo GARCH ( $p, q$ ), em que,  $p$  é o número de defasagens dos erros ao quadrado e  $q$  é o número de defasagens ao quadrado da variância condicional, sendo apresentada como:

$$\sigma_t^2 = \Phi + \sum_{i=1:q} w_i + u_{t-i}^2 + \sum_{j=1:p} \phi_j \sigma_{t-j}^2 \sigma_t^2 = \Phi + \sum_{i=1:q} w_i + u_{t-1}^2 + \sum_{j=1:p} \phi_j \sigma_{t-j}^2 \quad (20)$$

Em que  $\Phi$ ,  $w$  e  $\phi$  são parâmetros estimados. Além disso, o somatório dos parâmetros estimados dos termos  $u_{t-i}^2$  e  $\sigma_{t-j}^2$ , ou seja,  $w + \phi$  mede a persistência de choques sobre a volatilidade ao longo do tempo.

### 3.3 Critério de Avaliação de Previsão dos Modelos

Para avaliar a previsão dos modelos utiliza-se o critério de Erro Percentual de Previsão (EPP) criado por Armstrong e Fidels. Este modelo avalia o poder de previsão pontual dos modelos, é descrito como;

$$EPP_t = (VP_{t+1} - VO_{t+1}) / VO_{t+1} \quad (21)$$

em que  $EPP_t$  é o erro percentual de previsão do modelo.  $VP_{t+1}$  é o preço previsto e  $VO_{t+1}$  o preço real ou observado. O Erro Percentual de Previsão Médio (EPPM) é encontrado através dos valores percentuais individuais no período analisado. (AREDES et al, 2009).



#### 4. ANÁLISES E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

O primeiro passo na análise de séries temporais consiste na análise de estacionariedade das séries com o intuito de evitar o problema de regressão espúria. Para este fim foram estimados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Zivot e Andrews (1992). No teste de ADF a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada a 1% de significância para todas as séries, indicando que estas são estacionárias em nível I(0).

O teste de Zivot e Andrews (1992) acrescenta uma quebra estrutural ao modelo. Este foi estimado com a quebra tanto na tendência quanto no intercepto, sendo, portanto o modelo mais completo. O resultado do teste de Zivot e Andrews (1992) encontra-se na tabela 1.

Tabela 1: Teste de Zivot e Andrews com quebra no intercepto quanto na tendência

| Variável | Defasagens | Teste                             | Valores Críticos |      |
|----------|------------|-----------------------------------|------------------|------|
|          |            |                                   | %                | %    |
| MG       | 1          | -7.086*(c/quebra est. em 1999:3)  | 5.57             | 5.08 |
| RS       | 1          | -6.877*(c/quebra est. em 2007:4)  | 5.57             | 5.08 |
| PR       | 1          | -7.633*(c/quebra est. em 2001:8)  | 5.57             | 5.08 |
| GO       | 1          | -6.530* (c/quebra est. em 1998:4) | 5.57             | 5.08 |
| SC       | 1          | -7.043*(c/quebra est. em 2007:6)  | 5.57             | 5.08 |
| SP       | 3          | -6.912*(c/quebra est. em 2001:7)  | 5.57             | 5.08 |
| BA       | 0          | -5.425*(c/quebra est. em 2001:5)  | 5.57             | 5.08 |
| PE       | 1          | -6.618*(c/quebra est. em 2005:5)  | 5.57             | 5.08 |

Fonte: Dados da pesquisa.

\*indica a rejeição da hipótese nula de *random walk* com tendência, a 5% de significância

É perceptível que a adição das quebras não alterou o comportamento das séries. A série de preços pago ao produtor na Bahia é estacionária com quebra em nível a 5% de significância e todas as outras séries em nível a 1% de significância. Portanto não é necessário diferenciar as séries.

Uma vez detectada a ordem de integração das séries partiu-se para a estimação dos modelos para a previsão de preços. Para que seja feita uma boa previsão é necessário verificar a existência de outros fatores como efeito calendário (feriado e ano bissexto, por exemplo), que podem afetar e influenciar o mercado. Quando não existe, o que foi verificado para todos os estados em estudo, o efeito de ajuste se torna mais confiável. Foram estimados os modelos levando em consideração a sazonalidade SARMA, e sem a mesma, os modelos ARMA. Os modelos ARMA e SARMA estimados são apresentados nas tabelas 2 e 3 respectivamente. Na tabela 4 apresenta os modelos GARCH em que a variância do erro não é constante ao longo do tempo, sendo propício para séries que possuem maior volatilidade.

Tabela 2: Estimativa dos parâmetros dos modelos de previsão de preço, janeiro de 1995 a fevereiro de 2013

|                | MG                    | RS                    | PR                    | GO                   | SC                   | SP                    | BA                  | PE                   |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
| Const.         | 0.8603<br>(37.0245)   | 0.7805<br>(43,4094)   | 0.8145<br>(31.2383)   | 0,8213<br>(36,3416)  | 0.7328<br>(26,0506)  | 0.8708<br>(40,6800)   | 0,9920<br>(22,2689) | 0,9887<br>(15,2407)  |
| AR(1)          | 2.5741<br>(59.1751)   | 2.7934*<br>(0,7254)   | 3.0404<br>(45.7070)   | 0,0392*<br>(0,0905)  | 1.2512<br>(19,2632)  | 2.9542<br>(42,7046)   | 0,9606<br>(45,7208) | 0,9597<br>(71,3625)  |
| AR(2)          | -2.4563<br>(-32.746)  | -2.9368*<br>(-0,2538) | -3.6474<br>(-20.4227) | -0,2014<br>(-2,6460) | -0.3385<br>(-5,1981) | -3.3486<br>(-15,2486) |                     |                      |
| AR(3)          | 0.8412<br>(19.5212)   | 1.1551*<br>(0,0839)   | 1.9751<br>(11.0877)   | 0,7210<br>(8,2595)   |                      | 1.5425<br>(-0,4094)   |                     |                      |
| AR(4)          |                       | 0.0436*<br>(0,0058)   | -0.3865<br>(-5.8645)  | -0,1802*<br>(3.2090) |                      | -0.0906*<br>(-0,4094) |                     |                      |
| AR(5)          |                       | 0.0848*<br>(-0,0584)  |                       |                      |                      | -0.0816*<br>(-1,1683) |                     |                      |
| MA(1)          | -1.1865<br>(-16.249)  | -1.5501*<br>(-0,4019) | -1.7597<br>(-128.805) | 1,3952<br>(3.2090)   |                      | -1,7320<br>(-209,159) |                     | -0,2009<br>(-2,8734) |
| MA(2)          | 0.4043<br>(3.7230)    | 0.6070*<br>(0,0892)   | 0.9757<br>(76.4104)   | 1.7984<br>(2.7070)   |                      | 0,9918<br>(155,8937)  |                     |                      |
| MA(3)          | -0.0746*<br>(-0.6933) | 0.2107*<br>(0,,0555)  |                       | 0.9161*<br>(1.081)   |                      |                       |                     |                      |
| MA(4)          | 0.3492<br>(4.9276)    |                       |                       | 0.4885*<br>(1.1350)  |                      |                       |                     |                      |
| MA(5)          |                       |                       |                       | 0.0992*<br>(0.5236)  |                      |                       |                     |                      |
| R <sup>2</sup> | 0.9212                | 0.8735                | 0.9044                | 0.9023               | 0,8843               | 0,9198                | 0,9135              | 0,9428               |
| AIC            | -4.2716               | -4,2100               | -4.0072               | -3.7646              | -3,8178              | -4,2425               | -3,4708             | -3,4296              |
| SC             | -4.1441               | -4,0656               | -3.8952               | -3.6068              | -3,7986              | -4,1142               | -3,4379             | -3,3821              |
| Modelo         | ARMA<br>(3,0,4)       | ARMA<br>(5,0,3)       | ARMA<br>(4,0,2)       | ARMA<br>(4,0,5)      | AR<br>(2,0,0)        | ARMA<br>(5,0,2)       | AR<br>(1,0,0)       | ARMA<br>(1,0,1)      |

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: \* Não é estatisticamente significativo à 10%.

(t) Estatística t de student.

Tabela 3: Estimativa dos parâmetros dos modelos de previsão de preço considerando o componente sazonal, janeiro de 1995 a fevereiro de 2013

|                | MG                                        | RS                       | PR                                        | GO                                        | SC                                       | SP                         | BA                                        | PE                         |
|----------------|-------------------------------------------|--------------------------|-------------------------------------------|-------------------------------------------|------------------------------------------|----------------------------|-------------------------------------------|----------------------------|
| Const.         | 0,9063<br>(22,4410)                       | 0,7793<br>(57,4062)      | 0,8785<br>(24,1586)                       | 0,8294<br>(34,2251)                       | 0,7467<br>(17,5519)                      | 0,8651<br>(41,5489)        | 0,9930<br>(21,2508)                       | 0,9563<br>(18,8045)        |
| AR(1)          | 0,7711<br>(12,2550)                       | 1,3712<br>(22,6590)      | 0,5761<br>(5,8368)                        | 0,6761<br>(10,0021)                       | 0,9229<br>(29,1112)                      | 3,0435<br>(47,1435)        | 0,9261<br>(44,0229)                       | 0,9496<br>(53,9667)        |
| AR(2)          |                                           | -0,5321<br>(-8,7886)     |                                           |                                           |                                          | -3,6752<br>(-21,2180)      |                                           |                            |
| AR(3)          |                                           |                          |                                           |                                           |                                          | 2,0112<br>(11,6298)        |                                           |                            |
| AR(4)          |                                           |                          |                                           |                                           |                                          | -0,4039<br>(-6,2944)       |                                           |                            |
| SAR(6)         |                                           |                          |                                           |                                           | -0,9603<br>(-44,7555)                    |                            |                                           |                            |
| SAR(12)        | 0,8411<br>(17,3952)                       |                          | 0,8633<br>(25,1742)                       | 0,2523<br>(1,8496)                        |                                          |                            | -0,0248*<br>(-0,2199)                     |                            |
| MA(1)          | 0,7183<br>(8,5505)                        |                          | 0,7762<br>(9,4830)                        | 0,8176<br>(10,4880)                       | 0,3174<br>(4,7317)                       | -1,7315<br>(194,7043)      | -0,0228*<br>(-0,3016)                     | -0,1993<br>(-2,7242)       |
| MA(2)          | 0,5171<br>(5,4032)                        |                          | 0,6220<br>(6,1922)                        | 0,7347<br>(8,7754)                        |                                          | 0,9904<br>(131,1371)       |                                           |                            |
| MA(3)          | 0,1403**<br>(1,7364)                      |                          | 0,3977<br>(4,3311)                        | 0,4499<br>(6,0742)                        |                                          |                            |                                           |                            |
| MA(4)          |                                           |                          | 0,2386<br>(2,9316)                        |                                           |                                          |                            |                                           |                            |
| MA(5)          |                                           |                          | 0,0738*<br>(1,1705)                       |                                           |                                          |                            |                                           |                            |
| SMA(6)         |                                           |                          |                                           |                                           | 0,9478<br>(60,4595)                      |                            |                                           |                            |
| SMA(12)        | -0,8027<br>(-18,0302)                     |                          | -0,9347<br>(-64,4209)                     | 0,2295*<br>(-1,4742)                      |                                          |                            | 0,1859*<br>(1,4381)                       |                            |
| Outlier        | 1                                         | 1                        | 2                                         | 1                                         | 1                                        |                            | 3                                         | 3                          |
| R <sup>2</sup> | 0,9253                                    | 0,8567                   | 0,9041                                    | 0,9182                                    | 0,9003                                   | 0,9189                     | 0,9198                                    | 0,9116                     |
| AIC            | -4,3487                                   | -4,1070                  | -4,0438                                   | -3,7606                                   | -3,8657                                  | -4,3120                    | -3,4684                                   | -3,4210                    |
| SC             | -4,2282                                   | -4,0574                  | -3,8889                                   | -3,8323                                   | -3,7814                                  | -4,1953                    | -3,3852                                   | -3,3715                    |
| Modelo         | SARMA<br>(1,0,3)<br>(1,0,1) <sub>12</sub> | AR<br>(2,0,0)<br>(2,0,0) | SARMA<br>(1,0,5)<br>(1,0,1) <sub>12</sub> | SARMA<br>(1,0,3)<br>(1,0,1) <sub>12</sub> | SARMA<br>(1,0,1)<br>(1,0,1) <sub>6</sub> | ARMA<br>(4,0,2)<br>(4,0,0) | SARMA<br>(1,0,1)<br>(1,0,1) <sub>12</sub> | ARMA<br>(1,0,1)<br>(1,0,0) |

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: \* Não é estatisticamente significativo à 10%.

\*\* Estatisticamente significativo à 10%.

(t) Estatística t de student.

Tabela 4: Estimativa dos parâmetros dos modelos GARCH de previsão de preços, janeiro de 1995 a fevereiro de 2013

|                  | MG                     | RS                    | PR <sup>1</sup>      | GO                   | SC                    | SP                     | BA                     | PE                  |
|------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|---------------------|
| Const.           | 0.8421<br>(42,0676)    | 0.7627<br>(40,1383)   | 0.7965<br>(24,4248)  | 0,8290<br>(34,8641)  | 32.0200<br>(0,0013)   | 0,8707<br>(52,9858)    | 0,9687<br>(39,8955)    | 0,9200<br>(12,2695) |
| AR(1)            | 0.4435<br>(5,8505)     | 0.6983<br>(17,1595)   | 1.2818<br>(8,4307)   | 0,7114<br>(11,8200)  | 0.8915<br>(11,0743)   | 0,5724<br>(7,5279)     | 1,1905<br>(6,6048)     | 0,7776<br>(9,6723)  |
| AR(2)            | 1.3804<br>(17,6016)    | 1.4813<br>(60,6765)   | 0.4531<br>(2,3831)   |                      | 0.7045<br>(1136,322)  | 0,7971<br>(9,0896)     | 0,0753*<br>(0,2820)    | 0,1797<br>(2,2620)  |
| AR(3)            | -0.8553<br>(-8,0615)   | -1.3657<br>(-25,412)  | -1.2862<br>(-11,533) |                      | -0.3838<br>(-5,1191)  | -0,6156<br>(-10,489)   | -0,2937**<br>(-1,9403) |                     |
| AR(4)            | -0.4896<br>(-6,9573)   | -0.7567<br>(-29,894)  | 0.3556<br>(2,0335)   |                      | -0.5727<br>(-127,283) |                        |                        |                     |
| AR(5)            | 0.4009<br>(5,9637)     | 0.8333<br>(22,4042)   | 0.1601<br>(1,6359)   |                      | 0.3605<br>(126,3529)  |                        |                        |                     |
| MA(1)            | 1.1837<br>(467,8860)   | 0.4928<br>(4,7100)    | 0.2330<br>(1,9305)   | 0,6387<br>(7,4742)   | 0.3456<br>(3,6324)    | 0,9002<br>(11,6750)    | -0,2479*<br>(-1,4068)  |                     |
| MA(2)            | -0.2564<br>(-5,6893)   | -1.3853<br>(-46,248)  | -0.7109<br>(-6,0574) | 0,6387<br>(6,5185)   | -0.5961<br>(-7,1570)  |                        | -0,5002<br>(-3,2572)   |                     |
| MA(3)            | -0.4409<br>(-105,6314) | -0.3311<br>(-2,1851)  |                      | 0,2970<br>(3,4771)   | -0.6030<br>(-7,2086)  |                        |                        |                     |
| MA(4)            | -0.0986*<br>(-1,0961)  | 1.0079<br>(46,2956)   |                      |                      |                       |                        |                        |                     |
| MA(5)            | -0.1181**<br>(-2,0752) | 0.3195<br>(3,2058)    |                      |                      |                       |                        |                        |                     |
| R <sup>2</sup>   | 0,9096                 | 0,8797                | 0,8954               | 0,8987               | 0,8963                | 0,9094                 | 0,9203                 | 0,9146              |
| AIC              | -4,3855                | -4,3627               | -4,0847              | -3,7903              | -4,0038               | -4,2731                | -3,6472                | -3,6239             |
| SC               | -4,1578                | -4,1350               | -3,9654              | -3,6406              | -3,8086               | -4,0829                | -3,5105                | -3,4887             |
| Garch            | (5,5)                  | (5,5)                 | (5,2)                | (1,3)                | (5,3)                 | (3,1)                  | (3,2)                  | (2,0)               |
| Const.           | 0,0003<br>(2,8249)     | 0,0003***<br>(2,1230) | 0,00014<br>(3,4383)  | 0,0005**<br>(1,6716) | 0,00030*<br>(1,4291)  | 0,00078*<br>(1,0074)   | 9.4E-06*<br>(1,4175)   | 0,0002<br>(2,9175)  |
| $u^2_{t-i}$      | 0,4734<br>(3,2348)     | 0,2800***<br>(2,1798) | 0,2842<br>(3,0309)   | 0,2247**<br>(1,8729) | 0,1841**<br>(1,7333)  | 0,09694*<br>(0,9315)   | -0,0374<br>(-3,2625)   | 0,2236<br>(2,8604)  |
| $\sigma^2_{t-j}$ | 0,2003*<br>(1,2951)    | 0,3493*<br>(1,4294)   | 0,6147<br>(8,4839)   | 0,4223*<br>(1,5040)  | 0,5593***<br>(2,0965) | -0,00222*<br>(-0,0024) | 1,0240<br>(74,0778)    | 0,7153<br>(8,7115)  |

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: <sup>1</sup>Critério de *Akaike Information Criterion*

\* Não é estatisticamente significativo à 10%.

\*\*Estatisticamente significativo à 10%.

\*\*\*Estatisticamente significativo à 5%.

(z) Estatística de distribuição normal padrão z.

Uma vez estimado os modelos, os mesmos foram utilizados para fazer a previsão dos últimos 12 meses. Os resultados foram comparados com os valores efetivos. Para esta comparação foram calculados o Erro Percentual de Previsão Médio (EPPM) com o intuito de detectar qual o modelo capaz de prever com o menor erro. Este resultado é apresentado na tabela 5.

Tabela 5: Erro Percentual de Previsão Médio (EPPM) e melhor modelo encontrado

|        | MG     | RS     | PR     | GO     | SC     | SP     | BA     | PE     |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| EPPM   | 1,4369 | 1,3823 | 0,9300 | 1,8717 | 1,2410 | 0,9167 | 1,8101 | 5,6108 |
| Modelo | GARCH  | GARCH  | GARCH  | SARIMA | GARCH  | ARIMA  | SARIMA | SARIMA |

Fonte: Dados da pesquisa.

Para o estado de São Paulo a melhor foi o modelo ARIMA, mesmo tendo sido comprovada a sazonalidade no preço deste estado. Sendo um ARIMA o melhor modelo, nos possibilita dizer que a correlação serial ou auto correlação interfere de forma mais significativa na formação de preço desta série. Para os estados em que a melhor estimativa foi do modelo SARIMA, significa que nestes estados, o que mais interfere do comportamento dos valores dos preços é a sazonalidade. Já para os estados em que o melhor modelo foi encontrado através da previsão feita pelo modelo GARCH, as séries apresentam comportamento heterocedástico. A grande variação no preço do estado de Pernambuco, se dá pelo grande impacto de secas naquele estado, bem como a baixa e inconstante produção.

A tabela 6 mostra os resultados encontrados pela previsão feita na escolha do melhor modelo, para a comparação com os preços praticados no mercado leiteiro nos oito estados desse estudo.

Tabela 6: Comparação entre preço previsto e preço pago nos estados para o período de Março de 2012 e Fevereiro de 2013

| UF | Pr. | Mar.<br>12 | Abr.<br>12 | Mai.<br>12 | Jun.<br>12 | Jul.<br>12 | Ago.<br>12 | Set.<br>12 | Out.<br>12 | Nov.<br>12 | Dez.<br>12 | Jan.<br>13 | Fev.<br>13 |
|----|-----|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| MG | PR  | 0,927      | 0,950      | 0,955      | 0,937      | 0,893      | 0,869      | 0,880      | 0,892      | 0,897      | 0,913      | 0,893      | 0,893      |
|    | PG  | 0,930      | 0,941      | 0,942      | 0,910      | 0,889      | 0,889      | 0,899      | 0,909      | 0,920      | 0,904      | 0,894      | 0,905      |
| RS | PR  | 0,913      | 0,910      | 0,910      | 0,896      | 0,862      | 0,831      | 0,814      | 0,811      | 0,824      | 0,827      | 0,818      | 0,821      |
|    | PG  | 0,907      | 0,906      | 0,900      | 0,874      | 0,846      | 0,826      | 0,824      | 0,833      | 0,841      | 0,832      | 0,827      | 0,836      |
| PR | PR  | 0,894      | 0,887      | 0,879      | 0,878      | 0,852      | 0,860      | 0,848      | 0,858      | 0,881      | 0,890      | 0,895      | 0,873      |
|    | PG  | 0,894      | 0,889      | 0,881      | 0,865      | 0,861      | 0,854      | 0,854      | 0,874      | 0,885      | 0,897      | 0,886      | 0,897      |
| GO | PR  | 0,921      | 0,963      | 0,970      | 0,950      | 0,877      | 0,868      | 0,883      | 0,922      | 0,949      | 0,954      | 0,911      | 0,885      |
|    | PG  | 0,956      | 0,972      | 0,968      | 0,915      | 0,885      | 0,880      | 0,905      | 0,938      | 0,956      | 0,933      | 0,907      | 0,922      |
| SC | PR  | 0,900      | 0,872      | 0,874      | 0,860      | 0,840      | 0,816      | 0,843      | 0,853      | 0,865      | 0,879      | 0,881      | 0,862      |
|    | PG  | 0,883      | 0,876      | 0,865      | 0,842      | 0,818      | 0,830      | 0,839      | 0,855      | 0,870      | 0,877      | 0,866      | 0,877      |
| SP | PR  | 0,931      | 0,941      | 0,947      | 0,944      | 0,902      | 0,887      | 0,910      | 0,922      | 0,933      | 0,936      | 0,924      | 0,898      |
|    | PG  | 0,941      | 0,946      | 0,946      | 0,916      | 0,899      | 0,906      | 0,915      | 0,927      | 0,935      | 0,931      | 0,912      | 0,904      |
| BA | PR  | 0,944      | 0,923      | 0,964      | 0,958      | 0,921      | 0,911      | 0,964      | 0,948      | 0,971      | 0,968      | 0,966      | 0,966      |
|    | PG  | 0,915      | 0,959      | 0,961      | 0,923      | 0,899      | 0,949      | 0,940      | 0,974      | 0,971      | 0,965      | 0,962      | 1,000      |
| PE | PR  | 0,997      | 0,942      | 0,979      | 0,917      | 0,939      | 0,956      | 1,111      | 1,135      | 1,143      | 1,142      | 1,136      | 1,027      |
|    | PG  | 0,926      | 0,991      | 0,898      | 0,944      | 0,961      | 1,163      | 1,153      | 1,156      | 1,153      | 1,146      | 1,002      | 1,000      |

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: PR: Preço previsto

PG: Preço pago

Por fim, a previsão de preço se mostrou uma ferramenta muito útil na visualização de movimentos de preço no mercado. Mas, a melhor maneira de utilização dessa previsão, é fazê-la com vista em outros indicadores que não dependem da sazonalidade pra afetar o preço. A previsão pode não se concretizar se fatores externos afetarem o mercado. Esses fatores podem variar desde mudanças climáticas até crises econômicas ou mudanças de política macroeconômica.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho o melhor modelo de previsão SARIMA apresentou um bom ajustamento, mesmo todas as séries tendo mostrado sazonalidade, houve ajuste em que as séries se mostraram como se fossem comuns e séries que se apresentaram com componente heterocedástico.

Ressaltam-se aqui as características desse mercado, sendo necessárias políticas públicas de incremento a essa atividade econômica, visto que ela é encontrada em todas as microrregiões do Brasil. O atual estudo pode ser verificado pelos órgãos de governo, empresas de auxílio ao produtor, laticínios e grandes produtores, com vistas na melhoria dessa atividade, podendo o Brasil ganhar em termos de produtividade, fazendo com que produtores rústicos com pouca qualidade e pequena quantidade se planejem melhor e consigam expandir seus negócios. Isso faria com que a renda desses produtores aumentasse, aumentando assim a renda e o bem estar social. O produtor teria uma renda mais elevada, com uma produção maior. Isso poderia fazer com que o preço final dos produtos lácteos ficasse mais acessível e com melhor qualidade.

Foi verificada a existência de grande semelhança nos movimentos de preço nos estados do Centro-Sul. Esses são os maiores produtores, além de serem também os maiores consumidores. O estudo de integração entre esses mercados seria bem interessante na determinação do grau de ligação entre cada estado e a verificação, em consequência desse estudo, da existência de um líder na formação dos preços. Portanto, esse assunto, fica como sugestão para estudos posteriores.

Embora os preços previstos tenham se mostrado bem próximos dos praticados no mercado, as previsões são feitas através de análises no histórico apresentado pela série durante um período anterior. Desse modo, essa previsão pode não se concretizar, principalmente para produtos do agronegócio, devido a eventos externos, não contemplados nos modelos. Esses eventos podem variar desde alterações climáticas ou infestações de pragas a mudanças na macroeconomia ou crise no mercado externo.

Por fim o estudo é relevante para análise de empresas que dão suporte aos produtores no agronegócio. Enfatiza-se aqui a necessidade de auxílio mais efetivo aos pequenos produtores (produtores familiares) com vista na maior eficiência da produção leiteira no Brasil.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AREDES, F. A de., OLIVEIRA, A. A. S. **Modelos de previsão aplicado ao mercado de carne suína**. IN: Revista de Economia da UEG, Anápolis, Goiás. Vol.05, nº02, Jul-Dez 2009. Disponível em: <<http://www.nee.ueg.br/seer/index.php/economia/article/viewFile/247/239>> Acesso em: 24 de abril de 2013.
- BARROS, Geraldo Sant'Ana de C. **Economia da comercialização agrícola**. 2007. Disponível em:<[http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/1\\_economia\\_comercializacao\\_agricola.pdf](http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/1_economia_comercializacao_agricola.pdf)> Acesso em: 17 de Abril de 2013.
- CARVALHO, P. L. C.; SÁFADI, T.; FERREIRA FERRAZ, M. I. **Sazonalidade dos índices de preços setoriais agrícolas do município de Lavras**. In: Revista Brasileira de Biometria. São Paulo, v. 26, n. 4, p.83-101, 2008. Disponível em: <[http://jaguar.fcav.unesp.br/RME/fasciculos/v26/v26\\_n4/A6\\_Artigo\\_Thelma.pdf](http://jaguar.fcav.unesp.br/RME/fasciculos/v26/v26_n4/A6_Artigo_Thelma.pdf)> Acesso em: 01 Ago. 2011.



CEPEA. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada**. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ/USP). **Preços ao Produtor - Valores nominais do leite**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/?page=155>> Acesso em: 17 de Abril de 2013.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Pesquisa Pecuária Municipal. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pecua/default.asp?z=t&o=24&i=P>> Acesso em: 11 de Abril de 2013.

IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Pesquisa Trimestral do Leite. Disponível em <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa\\_resultados.php?id\\_pesquisa=43](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa_resultados.php?id_pesquisa=43)> Acesso em: 11 de Abril de 2013.

MORETTIN, Pedro A., TOLOI, Clélia M. C. **Análise de séries temporais**. 2ª ed. São Paulo: EguardBlucher, 2006. 538p.

PINDYCK, ROBERT S., RUBINELD, DANIEL L. **Microeconomia**, 5ª ed. São Paulo: Prentice Hall, 2002. Tradução e revisão técnica: Professor Eleutério Prado. 711p.

ZOCCAL, R. et al. **Distribuição espacial da pecuária leiteira no Brasil**. In: Reunion Latino Americana De Produccion Animal (ALPA), 20, Cuzco, Peru, 2007. **Anais...**Cuzco, Peru: ALPA, 2007. Disponível em:<[http://www.cileite.com.br/sites/default/files/distribuicao\\_espacial\\_da\\_pecuaria\\_leiteira\\_no\\_brasil.pdf](http://www.cileite.com.br/sites/default/files/distribuicao_espacial_da_pecuaria_leiteira_no_brasil.pdf)> Acesso em: 16 de Março de 2012.

# Políticas de cotas não raciais aumentam a admissão de pretos e pardos na universidade? Simulações para a UERJ

Alvaro Alberto Ferreira Mendes Junior (UFMG/UFF)<sup>1</sup>  
Fábio Domnigues Waltenberg (UFF)<sup>1</sup>

## Área 7: Economia Social e do Trabalho

**RESUMO:** Se, por um lado, ninguém negaria o déficit de oportunidades sociais à disposição de negros, indígenas e outras minorias, nem a contribuição involuntária do tradicional sistema de admissão à universidade à manutenção de tal déficit, por outro lado, falta consenso acerca da legitimidade de políticas explicitamente raciais. Diante disso, torna-se oportuno verificar em que medida regras de admissão que ignorassem o parâmetro cor/raça como critério de admissão teriam como efeito beneficiar, indiretamente, determinados grupos raciais desfavorecidos – este é justamente o principal objetivo deste artigo. Apoiando-se na rica base de dados do vestibular de 2010 da Universidade Estadual do Rio de Janeiro, foram feitas simulações do corpo de classificados sob diferentes regras de admissão (baseadas na teoria de John Roemer), com detalhamento para cursos de alto e baixo prestígio, bem como análise de beneficiados/prejudicados. Os resultados são ambivalentes, ao mostrar que uma política que ignore o parâmetro racial é capaz de aumentar a proporção dos autodeclarados pretos, porém estes estariam sobrerrepresentados em cursos de baixo prestígio e sub-representados nos de alto prestígio. Ademais, pardos permaneceriam sub-representados em todas as simulações, de modo agregado e por nível de prestígio. Seu grau de identificação com a categoria negros é variável-chave para se julgar a atratividade de diferentes políticas de reservas de vagas.

**Palavras-Chave:** Ações afirmativas, UERJ, igualdade de oportunidades, políticas raciais, políticas não raciais, John Roemer.

**ABSTRACT:** If, on the one hand, it is undeniable that blacks, Indians and other minorities are faced with a deficit of opportunities in Brazil, and that the traditional system of admission to universities involuntarily contributes to maintaining such deficit, on the other hand, there is no consensus on the legitimacy of racially-based policies. Therefore, it is appropriate to examine the extent to which admission rules that ignore the parameter race as a criterion for admission would benefit certain disadvantaged racial groups – this is the main purpose of this article. Relying on a rich database from the 2010 entrance exam of Universidade Estadual do Rio de Janeiro, simulations were made under different admission rules (based on John Roemer's theory), with separate analyses according to levels of prestige of courses, as well as analyses of candidates that would be benefited or harmed by each policy. Results are ambiguous, suggesting that a policy that ignores the racial parameter could increase the proportion of self-identified blacks, but they would be overrepresented in low prestige courses and underrepresented in high prestige ones. Moreover, self-declared *pardos* remain underrepresented in every simulation, in aggregate terms or by level of prestige. The degree with which *pardos* identify themselves with category *negros* is a key variable when it comes to judge upon the relative attractiveness of different affirmative action policies.

**Keywords:** Affirmative action, UERJ, equality of opportunities, color-blind policies, color-sighted policies, John Roemer.

**JEL Classification:** I23, I24, I28

---

<sup>1</sup> Alvaro Alberto Ferreira Mendes Junior é doutorando em ciências econômicas pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e mestre pela Universidade Federal Fluminense (UFF), Brasil (email: [alvaromendes@ufmg.br](mailto:alvaromendes@ufmg.br)). Fábio Domingues Waltenberg é PHD em ciências econômicas pela Universidade Católica de Louvain e professor da Universidade Federal Fluminense (UFF).

## 1. Introdução

Até o início da década passada, o único critério de admissão às universidades públicas brasileiras era o desempenho no vestibular. Como se sabe, os melhores candidatos costumavam provir de famílias com condições socioeconômicas superiores, em sua maioria egressos do Ensino Médio privado. Desta forma, a universidade pública tornou-se, involuntariamente, uma instância de manutenção ou mesmo de amplificação ou reprodução de desigualdades. Em razão do recente aumento de vagas nas universidades públicas e do advento de sistemas alternativos de admissão, que passaram a combinar desempenho no vestibular com diferentes formas de favorecimento a determinados grupos – via “cotas”, “bônus” e afins – houve incremento da proporção de universitários provenientes de famílias desfavorecidas (Carvalho e Waltenberg, 2012; Mendes Junior e Mello e Souza, 2012).

Os debates sobre a pertinência da aplicação de ações afirmativas raciais no acesso às universidades têm sido intensos em diversos países, em especial nos EUA. Desde as primeiras iniciativas direcionadas aos negros e hispânicos, na década de 1960, até os dias de hoje, com frequentes interpelações à Suprema Corte, duas posições normativas opostas destacam-se: de um lado, temos defensores de políticas de ações afirmativas que explicitamente incluam cor ou raça como parâmetro (lá chamadas de políticas *color-sighted*); de outro lado, há quem rejeite o uso de parâmetros raciais (em favor de políticas *color-blind*). Para estes, as cotas raciais teriam se tornado sinônimo de privilégios para certas minorias. Sabbagh (2011) mostra a eficácia deste grupo no final do século passado, pois tribunais de importantes estados como Texas, Califórnia e Flórida proibiram ações afirmativas explicitamente desenhadas em prol de grupos raciais específicos.<sup>2</sup>

No Brasil, a tendência recente é de consolidação – legal e prática – das políticas que levam em conta cor ou raça. Em abril de 2012, o Supremo Tribunal Federal votou unanimemente a favor da constitucionalidade de ações afirmativas raciais como meio legítimo de correção de desigualdades sociais. Outro passo importante rumo à consolidação das cotas raciais se materializou no decreto assinado pela presidente brasileira em outubro de 2012, determinando que todas as universidades federais passem a reservar vagas segundo distintos critérios, os quais incluem atributos raciais.

No entanto, ainda que o Judiciário e o Executivo tenham se posicionado em favor de políticas *color-sighted*, o debate acerca da pertinência das políticas raciais permanece vivo no Brasil. Como exemplo, sem pretensão de generalidade, observa-se, na Tabela 1 quais eram, em 2010, as opiniões sobre reservas de vagas dos candidatos a uma das universidades pioneiras na implementação de políticas de cotas, a Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ).

**Tabela 1: Opinião dos candidatos à UERJ (vestibular 2010) em relação às reservas de vagas (em %).**

| Concordam com a atual reserva de vagas para:<br>(em %) | Candidatos segundo o tipo de vaga |      |              |      |                    |      |                |      |             |      |
|--------------------------------------------------------|-----------------------------------|------|--------------|------|--------------------|------|----------------|------|-------------|------|
|                                                        | Total                             |      | Não cotistas |      | Negros e indígenas |      | Escola pública |      | Deficientes |      |
|                                                        | Sim                               | Não  | Sim          | Não  | Sim                | Não  | Sim            | Não  | Sim         | Não  |
| <b>Negros carentes?</b>                                | 27,1                              | 72,9 | 22,8         | 77,2 | 85,3               | 14,7 | 52,0           | 48,0 | 72,7        | 27,3 |
| <b>Egressos de escola pública e carente?</b>           | 54,8                              | 45,2 | 50,8         | 49,3 | 89,3               | 10,7 | 96,3           | 3,7  | 87,9        | 12,1 |
| <b>Deficientes carentes?</b>                           | 43,4                              | 56,7 | 40,4         | 59,6 | 76,3               | 23,7 | 61,1           | 38,9 | 87,9        | 12,1 |
| <b>Número de entrevistados</b>                         | 30.493                            |      | 27.743       |      | 1.115              |      | 1.600          |      | 35          |      |

Fonte: Microdados da UERJ (Vestibular 2010). Elaboração própria.

<sup>2</sup>Como reação, e a fim de evitar pendências judiciais, as universidades tenderam a tornar opaca a seleção de alunos, encastelada em ‘departamentos de admissão’ das universidades. Divulgam-se critérios gerais, mas não as fórmulas de avaliação e comparação de candidatos, nem o peso relativo de cada critério.

Enquanto apenas 22,8% dos candidatos não cotistas concordavam com a vigência de cotas para negros, o percentual subia para 50,8% quando interrogados sobre cotas para egressos de escola pública, um hiato de quase 30 pontos percentuais (significativo em termos estatísticos). Conquanto o segundo tipo de reserva de vagas esteja longe de ser consensual, visto que a resistência (49,3%) é quase idêntica ao apoio, tal oposição não é tão intensa como no primeiro tipo (oposição de mais de  $\frac{3}{4}$  dos não-cotistas). As reservas de vagas para egressos de escola pública contavam com mais apoio do que as reservas para negros qualquer que fosse o grupo sondado, inclusive entre negros e indígenas.

Se, por um lado, ninguém negaria o déficit de oportunidades sociais à disposição de negros, indígenas e outras minorias, nem a contribuição involuntária do tradicional sistema de admissão à universidade à manutenção de tal déficit, por outro lado, falta consenso acerca da legitimidade de políticas explicitamente raciais. É plausível imaginar que a instituição de reservas de vagas por cor ou raça sofra, em âmbito nacional, uma rejeição maior que sistemas baseados em critérios ditos “sociais” (ex. renda), a exemplo dos resultados da pesquisa entre alunos da UERJ.<sup>3</sup>

Diante de tal contexto, torna-se oportuno *verificar em que medida regras de admissão que ignorassem o parâmetro cor/raça como critério de admissão teriam como efeito beneficiar, indiretamente, determinados grupos raciais desfavorecidos* – é este justamente o principal objetivo deste artigo. Se uma política de ações afirmativas indiretas fosse capaz de aumentar expressivamente a proporção, por exemplo, de pretos e pardos em uma universidade, então poderia atender simultaneamente a parte dos anseios daqueles que se preocupam com a sorte dos negros, bem como aos daqueles que se revelam refratários ao uso explícito de cor ou raça.

Para investigar em que medida uma política do tipo *color-blind* poderia de fato incrementar a “diversidade racial”, ou se aumentá-la inevitavelmente requer o uso de políticas de tipo *color-sighted*, recorreu-se a uma base de dados extremamente rica, referente ao vestibular de 2010 da UERJ. A metodologia adotada consistiu em simular qual seria o corpo de classificados da UERJ se diferentes regras de admissão tivessem sido adotadas, e comparar tais simulações, tanto com o conjunto de alunos efetivamente selecionados pelas regras vigentes, bem como com o corpo estudantil que teria sido admitido se o vestibular seguisse as regras tradicionais (sem cotas) e com as frequências populacionais de cada cor/raça no Brasil e no Estado do Rio de Janeiro.

Além da comparação de perfis gerais de aprovados e não-aprovados sob diferentes fórmulas de admissão, uma análise complementar foca em potenciais beneficiados e prejudicados por diferentes sistemas de cotas, isto é, no subconjunto de vestibulandos que seria efetivamente afetado por cotas – em oposição, por exemplo, a alunos com notas extremamente elevadas, que não seriam impactados por políticas de cotas, quaisquer que fossem elas.

Os resultados revelam-se ambivalentes. Para autodeclarados pretos, políticas não-raciais são as que mais aproximariam sua presença na universidade da sua composição na população fluminense, porém, estariam sobrerrepresentados em cursos de baixo prestígio e sub-representados nos de alto prestígio. Os autodeclarados pardos permaneceriam sub-representados em todas as simulações feitas, de modo agregado e também por nível de prestígio, com ligeira vantagem em caso de política racial, mas desde que sua identificação como negros fosse bastante elevada. Qualquer política, inclusive a ausência de cotas, tem como resultado uma sobrerrepresentação de autodeclarados amarelos, indígenas e brancos na UERJ em comparação com sua proporção na população (à exceção do *status quo*, em que brancos são ligeiramente sub-representados). Do ponto de vista da igualdade proporcional, o desafio parece ser o de encontrar formas de aumentar a presença de pardos na UERJ.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2 descrevem-se diferentes posições normativas frente às cotas em geral e, em particular, diante da ideia de se usar o parâmetro cor/raça

---

<sup>3</sup>É notório, contudo, que vestibulandos da UERJ estão longe de se assemelhar a um cidadão brasileiro médio.

na definição de critérios de admissão à universidade, posições normativas que são reinterpretadas com base na teoria de igualdade de oportunidades de John Roemer (1998). Na seção 3, há breve descrição do processo de admissão à UERJ e uma apresentação da base de dados utilizada neste artigo, contendo estatísticas descritivas de vestibulandos e aprovados no vestibular de 2010. Reserva-se a seção 4 à explicação da metodologia utilizada nas simulações sob diferentes fórmulas de admissão à UERJ e suas relações com as posições normativas descritas na seção 2. Na seção 5 expõem-se três conjuntos de resultados: (a) análise da composição do grupo de aprovados no vestibular segundo diferentes regras de admissão; (b) comparação de características de beneficiados e prejudicados sob tais regras; (c) perfis dos aprovados sob distintas regras em cursos de maior ou menor prestígio. Conclusões aparecem na seção 6.

## 2. Diferentes posições normativas sobre cotas e uso de cor/raça como parâmetro

Para discutir posicionamentos normativos acerca de reserva de vagas e, em particular, do uso de parâmetro cor/raça, é importante apresentar um quadro teórico que organize o debate e delimite exatamente onde se encontram as discordâncias entre as diferentes correntes. Entendemos que as diferentes posições normativas podem ser expressas como divergências quanto a parâmetros específicos dentro do marco teórico de igualdade de oportunidades de Roemer (1988).

Ao se observar uma desigualdade entre indivíduos ( $i=1, \dots, N$ ) em determinada dimensão (ex.: acesso à universidade para alguns, falta de acesso para outros), para Roemer (1998) é preciso em distinguir em que medida a desigualdade deve-se a *circunstâncias* favoráveis ou desfavoráveis (ex.: pais mais ou menos instruídos) e em que medida se deve a diferenças em termos de exercício da *responsabilidade* individual (ex.: maior dedicação aos estudos). Reconhece que seria inadequado comparar níveis de exercício de responsabilidade individual entre indivíduos sujeitos a diferentes circunstâncias. Por isso, sugere que se divida a população em grupos, chamados de *tipos* ( $t=1, \dots, T$ ). Cada tipo é composto por indivíduos iguais (ou tão parecidos quanto possível) no que tange às circunstâncias. Por serem iguais ou parecidos, os indivíduos de cada tipo que alcançassem melhores resultados seriam legítimos beneficiários de vantagens sociais. Num contexto de escassez de alguma vantagem social (ex. número de vagas em universidades públicas inferior à demanda), e definindo-se como tipos “homens” e “mulheres”, por exemplo, faria sentido reservar vagas de forma que os homens e as mulheres com melhores resultados – em relação a seus respectivos pares – fossem admitidos na universidade. Em suma, Roemer (1998) propõe uma *meritocracia condicional ao tipo*.

O autor introduz tal quadro de análise, mas não define parâmetros específicos de políticas.<sup>4</sup> Em particular, não traz respostas prontas às seguintes questões: (a) Quais vantagens sociais devem ser alvo de escrutínio e de eventuais correções? Acesso à universidade deve ser?; (b) Qual definição de tipos é a mais adequada, isto é, quais são de fato as circunstâncias limitantes relevantes? Cor ou raça o são?; (c) Deve-se equalizar totalmente as oportunidades, ou outros critérios devem ser levados em conta? Por exemplo, num eventual dilema entre eficiência e equidade, que peso atribuir a cada um? A discussão sobre tais parâmetros – inescapavelmente de natureza normativa – caberia a cada sociedade.

Veremos a seguir que diferentes posições normativas sobre cotas em geral e, em particular, sobre uso de cor/raça nas fórmulas de admissão na universidade, podem ser compreendidas como combinações diferentes de respostas às questões (a), (b) e (c) acima. Duas posições normativas são triviais e constituem casos-limites dentro da teoria de igualdade de oportunidade: (1) “meritocrática pura”, e (2) “anti-meritocrática”. Nos termos de Roemer, dir-se-ia que aquela é cega às

---

<sup>4</sup> Quanto ao desenho de políticas, o autor alerta para a necessidade de definições de tipos que não se sujeitem a manipulações pelos próprios indivíduos – um exemplo seria alguém se passar por pobre para se beneficiar de cotas para ‘carentes’ –, precaução de resto necessária em qualquer política focalizada (Barr, 2012).



circunstâncias, considerando que qualquer desigualdade deva ser vista como fruto de diferencial de esforço ou mérito, e, portanto, legítima, de forma que todos os indivíduos deveriam ser vistos como pertencentes a um único tipo ( $T_1=1$ , onde o subscrito 1 denota o que aqui chamamos de posição número 1). A implicação seria a recomendação de extinção das políticas de cotas. Outra forma de se expressar essa posição seria considerar que, à questão (a) acima, seus partidários respondessem que “admissão à universidade” não deveria ser objeto de equalização de oportunidades.

A visão diametralmente oposta, de “anti-meritocracia”, se traduziria pela consideração de que qualquer desigualdade deveria ser vista inteiramente como fruto de circunstâncias limitantes – especialmente em educação, por se tratar de crianças, adolescentes e jovens, cuja capacidade de exercício do livre arbítrio ainda não estaria plenamente desenvolvida. A implicação seria considerar que, ao fim e ao cabo, cada tipo seria povoado por apenas um indivíduo definido por um conjunto único de circunstâncias, de modo que teríamos  $T_2=n$ , onde  $n$  é o número total de indivíduos. Transpondo para a admissão à universidade, qualquer escassez de oferta de vagas implicaria em injustiças, pois não haveria forma legítima de se alocar as escassas vagas aos abundantes candidatos. Na impossibilidade de se aumentar o número de vagas a fim de satisfazer a demanda excedente, a única política justa seria um sorteio das vagas.

Talvez mais interessante do que tais extremos sejam posições favoráveis a cotas específicas, as quais, como veremos, podem ser descritas como variantes da ideia de meritocracia condicional de Roemer (com  $1 < T < N$ ), embora advoguem por parâmetros diferentes. Destacam-se os defensores de políticas: (3) *color-sighted*; (4) *color-blind*, e (5) de ‘igualdade proporcional’.

A defesa das políticas *color-sighted* pode se dar em torno a diferentes justificativas, as principais das quais são, segundo Feres Junior (2006): a reparação de injustiças históricas; a promoção de justiça social (ao fornecer oportunidades para grupos desfavorecidos) e a busca por uma maior diversidade racial, através da plena representação de todas as etnias em um campus. Bowen e Bok (1998), por exemplo, defendem políticas raciais como a melhor forma de se fechar o hiato de preparação entre negros e brancos, causados por anos de diferenças de renda, recursos, qualidade da escola e ambiente familiar. Os ex-reitores de Princeton e Harvard, por sua vez, mostraram que a presença de negros nas melhores universidades pesquisadas desabaria de 7,8% para 2,1% na ausência da utilização da cor como critério nas admissões, de modo que políticas raciais seriam necessárias para expiar um legado de opressão. Fryer (2005) expõe a discriminação positiva como ferramenta útil para correção de violações históricas da igualdade de oportunidades argumentando que qualquer outra ação afirmativa é menos eficiente que políticas *color-sighted* para atingir dado nível de diversidade racial.

No Brasil, a defesa de políticas raciais é frequente e ganhou espaço nos últimos anos. Há, inclusive, quem defenda a instituição de cotas para negros sem o recorte de renda. Santos (2006), por exemplo, se mostra contrário à lei vigente de cotas da UERJ por ela combinar o corte de renda ao critério racial, o que, segundo o autor, conduziria a uma divisão entre negros cotistas e não cotistas, prejudicando a unidade da identidade negra.

Nos termos de Roemer, a posição *color-sighted* (3) traduz-se numa definição de tipos que envolva raça, por ser esta considerada uma circunstância limitante relevante. Caso somente raças delimitassem circunstâncias, tal como defendido por Santos (2006), definir-se-ia  $t = 1, \dots, O$ , onde  $1 < O < N$  representaria a soma entre quantidade de raças consideradas oprimidas na população mais o tipo constituído pelos não-oprimidos (ex:  $O=2$ , com  $t=\{\text{negros, não-negros}\}$ ). Caso raça pudesse se combinar a outros critérios não raciais  $Q$ , teríamos  $t = 1, \dots, T_3$ , com  $T_3=O*Q$ . Por exemplo, se os tipos se definissem pelas dimensões negro/não-negro e rico/pobre, teríamos:  $O=2$ ,  $Q=2$ ,  $T_3=4$ ,  $t = \{\text{negro rico, negro pobre, não-negro rico e não-negro pobre}\}$ .

Há, porém, quem defenda que pessoas marcadas por pobreza, baixo nível de instrução, saúde, entre outras mazelas, são menos hábeis de se defender de qualquer opressão social, independente de sua natureza (RODRIGUEZ, 2003), de modo que se opõem às três posições já discutidas nesta seção. Discordam da posição (3) em torno à definição de tipos, pois propõem ações



afirmativas que visem a aumentar a participação de grupos desfavorecidos de modo geral, mas que prescindam do critério racial, a fim de corrigir distorções socioeconômicas independentemente da cor do indivíduo. Esta posição (4) constitui o que se classifica como *color-blind*, e que poderia ser expresso por  $t = 1, \dots, T_4$ , onde  $1 < T_4 < n$  é a quantidade de tipos relevantes numa população.

Para embasar sua posição, este grupo afirma que a renda seria uma circunstância mais limitante do que cor ou raça. Hill e Winston (2008) mostram que apenas cerca de 10% dos estudantes pesquisados em 28 universidades seletivas dos EUA provêm dos 40% mais pobres. Carnevale e Rose (2003) revelam que os pobres estadunidenses têm sido sub-representados em larga escala, mesmo quando comparado com outras minorias alvos de ações afirmativas. Afro-americanos e hispânicos são 6% do corpo discente de 146 faculdades pesquisadas, enquanto suas composições na população norte-americana giram em torno de 15% e 13%, respectivamente. Quanto às distorções de acesso determinadas pelos diferenciais de renda, verificou-se que apenas 10% dos alunos se encontram entre os 50% mais pobres.

As restrições apresentadas pelos adeptos da política *color-blind* em relação às políticas raciais são variadas. Elas não costumam rebater os defensores das políticas raciais no campo da justiça social<sup>5</sup>, mas sim em termos de dificuldades de implementação ou de problemas que emergiriam ou seriam potencializados por tais políticas. Algumas das restrições coincidem com argumentos encampados também por quem é contrário a cotas de qualquer espécie (posição 1). Entre elas, destacam-se as que seguem:

- Inexistência de raças humanas em termos genéticos (Barbujani, 2007; Pena, 2008) mas sim enquanto construção sociológica;
- Dificuldades práticas de se definir quem é negro e quem não é, sobretudo em sociedades em que a negritude não é tradicionalmente uma variável binária;
- Potencial aumento do ressentimento entre grupos étnicos, verificado em variados países (Sowell, 2004);
- Efeito *cream layer*, que expressa situação em que reservas de vagas acabam por beneficiar majoritariamente determinados subtipos com melhores condições sócio-econômicas dentro de um tipo (ex.: apenas negros ricos beneficiados com definição de tipos baseada somente em cor ou raça);<sup>6</sup>
- Hipótese de inadequação, segundo a qual, nos EUA, estudantes negros se graduariam com probabilidade maior se frequentassem universidades onde o seu desempenho no vestibular estivesse de acordo com as notas médias dos demais candidatos (Rothstein e Yoon, 2008; Grove e Hussey, 2011);
- Estigmas de diferentes naturezas, desde sentimentos de inferioridade autoimpostos ou atribuídos por grupos não favorecidos pelas cotas (Heilman, 1996) até discriminação estatística no mercado de trabalho (Wydick, 2008).

Por fim, cabe mencionar os defensores da ‘igualdade proporcional’ (posição 5), segundo os quais a proporção de indivíduos de cada cor ou raça nos principais setores da economia deveria refletir a composição racial da força de trabalho (SOWELL, 2004). Feres Júnior (2006) mostra que um conceito amplamente utilizado nas ações afirmativas indianas é o de que as reservas de vagas

---

<sup>5</sup> Ou seja, embora muitos críticos argumentem que raças não existam do ponto de vista genético, eles reconhecem que, socialmente, pessoas que se autodeclaram como negras, ou são assim classificadas, em média provêm de condições socioeconômicas mais desfavoráveis do que os brancos.

<sup>6</sup> Note-se, contudo, que: (1) se o limitado acesso de negros pobres à universidade é considerado um problema em determinada sociedade, a solução nos termos da teoria de Roemer não seria necessariamente a de se abandonar cor ou raça como circunstância, mas sim enriquecer a definição de tipos, incorporando renda como circunstância adicional, (2) problema inverso ao levantado no parágrafo a que esta nota se refere poderia ocorrer com uma definição de tipos baseada em renda; no interior do grupo de pobres aos quais seriam reservadas vagas numa universidade, poderia haver heterogeneidade de condições socioeconômicas, tais que os menos desfavorecidos seriam predominantemente brancos, repetindo o problema de *cream-layer* sob outra perspectiva.

para cada casta espelhem sua composição nacional. Neste caso, tem-se uma variante da posição *color-sighted* já descrita, com a diferença de que as cotas não são definidas tendo como base o grupo (ou os grupos) de raça(s) oprimida(s), mas sim *todas as raças*. Nos termos de Roemer:  $t = 1, \dots, T_5$ , onde  $1 < T_5 < n$  é a quantidade de raças na população. No contexto do debate das cotas no Brasil, esta posição de igualdade proporcional revela-se interessante por servir como um referencial relativamente neutro de comparação para todas as outras.

Vale lembrar que as simulações reportadas em seções posteriores deste artigo têm como inspiração as posições normativas brevemente discutidas nesta seção 2, sobretudo as posições *color-sighted* e *color-blind*. Antes de apresentar a metodologia das simulações, descrevamos os dados.

### 3. Vestibular da UERJ de 2010: processo de admissão e base de dados

#### 3.1. O processo de admissão à UERJ em 2010

O sistema de cotas da UERJ é regulamentado por lei e teve início no vestibular de 2003. Após revogações e alterações, a lei vigente em 2010 que estabelecia as diretrizes desta política era a de número 5.346/2008. Indivíduos que se autodeclarassem como pertencentes a cinco grupos específicos poderiam concorrer a vagas reservadas, assim repartidas: 20% para negros e indígenas; 20% para egressos da rede pública de ensino; 5% para pessoas com deficiências e filhos de policiais civis, militares, inspetores de segurança ou administração penitenciária mortos ou incapacitados por razão de serviço. Além de autodeclarar-se como pertencente a um desses grupos, o candidato deveria comprovar carência em termos de renda *per capita* familiar, com valor estipulado ano a ano – para o vestibular 2010, a linha de carência era de R\$960,00. Com exceção do critério racial, exigia-se comprovação das demais características que davam direito às vagas reservadas.

Na UERJ, devido ao sistema de cotas, a competição entre alunos se faz dentro de cada categoria, tendo em vista o percentual definido pela lei. Caso haja vagas não preenchidas por algum dos grupos cotistas, elas são automaticamente redirecionadas para os não cotistas. Esta regra foi devidamente levada em conta nas simulações realizadas neste estudo.

Em 2010, o vestibular era composto por duas fases. A primeira etapa, conhecida como *exame de qualificação*, era realizada duas vezes ao ano e não diferenciava candidatos às vagas reservadas dos demais candidatos. A nota do vestibulando neste exame composto por 60 questões objetivas era atribuída na forma de conceitos que iam de “A” (melhor rendimento) a “E” (pior rendimento). Uma nota “A” acrescentaria um bônus de 20 pontos à nota final do indivíduo, 15 pontos para “B”, 10 pontos para “C” e cinco pontos para “D”. Os candidatos que obtivessem conceito “E” estariam eliminados, enquanto aqueles que conseguissem obter, em uma das duas tentativas anuais, uma recomendação melhor que “E” estariam aptos a concorrer na segunda etapa.

A segunda fase era uma *prova discursiva*. Nesse momento o candidato escolhia o curso e informava se desejava concorrer por vaga reservada pelo sistema de cotas, caso em que deveria comprovar carência e categoria. Para aqueles que optassem pela reserva de vagas com critério racial, a comprovação da categoria se limitava a uma autodeclaração. Para cada carreira eram realizadas três provas discursivas, que variavam de curso para curso. Duas das provas discursivas valiam 20 pontos e uma delas valia 40 pontos, de forma que, como um todo, nesta etapa o candidato podia acumular até 80 pontos. Para a composição da *nota final*, eram somados os pontos do exame de qualificação (5, 10, 15 ou 20). A nota final de um candidato era dada pela soma dos resultados nas duas fases e, portanto, podia variar de zero a cem.

### 3.2. A base de dados do vestibular de 2010 da UERJ

A rica base de dados utilizada neste estudo contém informações sobre os alunos que prestaram o vestibular de 2010 da UERJ. Ela foi obtida junto ao Departamento de Desenvolvimento Acadêmico e Projetos de Inovação (DEAPI) da UERJ. Há informações sobre as notas de cada candidato em todas as fases, além de sexo, escola no Ensino Médio, tipo de vaga a que concorreu. Também contém respostas dos candidatos ao questionário sociocultural, preenchido no ato de inscrição ao vestibular e que traz informações como renda mensal da família e nível de ensino dos pais.

A Tabela 2 mostra estatísticas descritivas dos vestibulandos. Em relação ao tipo de escola, pretos e pardos juntos representam 53,7% dos estudantes do ensino médio público ao passo que na escola privada sua presença cai para 28,8%. Dos indivíduos cujas famílias têm renda domiciliar total menor do que três salários mínimos, 52,5% são pretos ou pardos, enquanto a proporção cai para 14,4% entre aqueles que vêm de famílias que recebem mais de 30 salários mínimos. Quando analisados os demais critérios socioeconômicos também se percebem claras desvantagens para pretos e pardos: sobre-representação entre pais com até ensino fundamental e em bairros com baixos IDHs.

A maior proporção de negros entre as camadas mais pobres e dentro das escolas públicas sugere que, em tese, uma política *color-blind* que estabelecesse critérios de ensino médio público e renda poderia ser capaz de aumentar a proporção de negros sem discriminar por cor, algo que se investiga neste estudo.

**Tabela 2: Estatísticas descritivas dos vestibulandos (em %)**

| Nome da variável                                    |                       | Indígena | Amarela | Parda | Preta | Branca | Total  |
|-----------------------------------------------------|-----------------------|----------|---------|-------|-------|--------|--------|
| <b>Proporção de sexo feminino</b>                   |                       | 47,66    | 65,97   | 56,02 | 56,10 | 53,43  | 54,35  |
| <b>Proporção que fez pré-vestibular</b>             |                       | 51,41    | 61,15   | 56,31 | 57,17 | 50,20  | 52,69  |
| <b>Proporção que fez vestibular anterior</b>        |                       | 73,43    | 77,03   | 76,93 | 78,44 | 76,81  | 76,94  |
| <b>Escolaridade da mãe</b>                          | Nenhum                | 2,36     | 2,36    | 34,99 | 22,46 | 37,83  | 100,00 |
|                                                     | Fundamental           | 1,06     | 2,83    | 34,25 | 20,49 | 41,37  | 100,00 |
|                                                     | Médio                 | 1,16     | 2,5     | 26,76 | 13,88 | 55,70  | 100,00 |
|                                                     | Superior              | 0,86     | 1,74    | 17,38 | 6,20  | 73,82  | 100,00 |
|                                                     | Não informado         | 2,24     | 3,79    | 28,44 | 17,08 | 48,45  | 100,00 |
| <b>Escolaridade do pai</b>                          | Nenhum                | 2,21     | 2,88    | 36,28 | 19,91 | 38,72  | 100,00 |
|                                                     | Fundamental           | 1,17     | 3,16    | 32,41 | 18,68 | 44,58  | 100,00 |
|                                                     | Médio                 | 0,95     | 2,26    | 26,55 | 13,61 | 56,63  | 100,00 |
|                                                     | Superior              | 0,95     | 1,8     | 17,48 | 6,07  | 73,70  | 100,00 |
|                                                     | Não informado         | 1,77     | 2,54    | 29,02 | 20,19 | 46,48  | 100,00 |
| <b>Renda domiciliar total (em salários mínimos)</b> | Menor que 3           | 1,44     | 2,53    | 31,35 | 21,10 | 43,58  | 100,00 |
|                                                     | Entre 3 e 5           | 1,03     | 2,67    | 27,34 | 13,81 | 55,15  | 100,00 |
|                                                     | Entre 5 e 10          | 0,92     | 2,08    | 22,58 | 8,75  | 65,67  | 100,00 |
|                                                     | Entre 10 e 20         | 0,8      | 1,77    | 15,93 | 4,53  | 76,97  | 100,00 |
|                                                     | Entre 20 e 30         | 0,83     | 1,40    | 14,36 | 2,62  | 80,79  | 100,00 |
|                                                     | Maior que 30          | 1,00     | 1,90    | 12,04 | 2,31  | 82,75  | 100,00 |
| <b>Tipo de escola</b>                               | Municipal ou estadual | 0,95     | 2,35    | 32,92 | 20,78 | 43,00  | 100,00 |
|                                                     | Privada               | 1,06     | 2,22    | 20,18 | 8,62  | 67,92  | 100,00 |

|                                                                |                        |      |      |       |       |       |        |
|----------------------------------------------------------------|------------------------|------|------|-------|-------|-------|--------|
|                                                                | Federal                | 1,03 | 2,06 | 26,59 | 10,92 | 59,40 | 100,00 |
|                                                                | Fora do RJ e/ou Brasil | 1,4° | 2,20 | 21,19 | 7,94  | 67,27 | 100,00 |
| <b>IDH do bairro da cidade do Rio de Janeiro em que reside</b> | Abaixo de 8,5          | 1,15 | 2,44 | 30,13 | 17,93 | 48,35 | 100,00 |
|                                                                | Entre 9 e 8,5          | 0,92 | 1,79 | 24,85 | 11,67 | 60,77 | 100,00 |
|                                                                | Entre 9,5 e 9          | 1,00 | 1,98 | 19,16 | 7,20  | 70,66 | 100,00 |
|                                                                | Acima de 9,5           | 0,68 | 1,69 | 15,21 | 3,40  | 79,02 | 100,00 |
|                                                                | De outra cidade        | 1,16 | 2,53 | 25,54 | 13,12 | 57,65 | 100,00 |

Fonte: Microdados da UERJ (Vestibular 2010). Elaboração própria.

#### 4. Metodologia das simulações de admissão sob diferentes posições normativas

De posse da base de dados, comparamos a composição dos alunos efetivamente aprovados na UERJ em 2010 com cenários obtidos por meio de simulações da composição dos alunos de acordo com regras fictícias de admissão. Tais regras foram inspiradas nas posições normativas discutidas na seção 2.

- Posição normativa “1-meritocrática pura”: a simulação consistiu em se apresentar qual seria a composição de alunos na ausência de cotas, levando em conta somente as notas no vestibular.
- Posição normativa “2-anti-meritocrática”: desconsideramos as notas dos candidatos e simplesmente reproduzimos a composição racial dos candidatos ao vestibular, pois supusemos que, num sorteio para atribuição de vagas, todos teriam probabilidades iguais de serem admitidos.
- Posição normativa “3-políticas *color-sighted*”: duas simulações foram realizadas, cada qual reservando 20% das vagas para candidatos negros que também fossem carentes.<sup>7</sup>
  - Numa das simulações (3a), supusemos que somente 3,63% dos pardos carentes se declarariam negros a fim de se beneficiar da reserva de vagas (explicações sobre este percentual mais adiante);
  - Na outra (3b), supusemos que 100% dos pardos fariam essa escolha.
- Posição normativa “4-políticas *color-blind*”: a simulação consistiu em reservar 20% das vagas para candidatos egressos de escolas públicas que também fossem carentes.
- Posição normativa “5-igualdade proporcional”: simulação que utiliza a composição racial da população fluminense como critério para atribuição das vagas. Em razão de indivisibilidade de uma vaga<sup>8</sup> e da eventual ausência ou não preenchimento das vagas por candidatos de determinada cor ou raça em certos cursos, os números encontrados nas simulações diferem um pouco da composição racial efetiva da população fluminense.

A Tabela 3 resume estas informações e apresenta outros detalhamentos.

<sup>7</sup> Para fins de comparação, foi estabelecido o mesmo percentual de reserva de vagas (20%) nas simulações 3 e 4. Concordamos com a argumentação de Feres Junior (2006) segundo o qual a definição do percentual de 20% para cotas, frequente no Brasil, não parece ter tido justificativa nítida. Tais impressões são confirmadas quando se observa que o mesmo percentual de reserva de vagas para cor é adotado por instituições em estados que possuem ampla diferença de composição racial. Escolhemos este percentual exclusivamente devido a sua frequente utilização.

<sup>8</sup> A questão da indivisibilidade pode ser demonstrada através do seguinte exemplo. Em um curso com 100 vagas, 11,11 vagas deveriam ser destinadas aos autodeclarados pretos, pois são 11,11% da população fluminense. Como só é possível reservar 11 ou 12 vagas, realizamos aproximações para todas as autodeclarações de cor em cada uma das carreiras.

Tabela 3. Relação entre posições normativas e simulações.

| Posição normativa                                              | Política de alocação de vagas adotada ou recomendada                         | Número e especificação de tipos (à Roemer)                                                      | Simulação empreendida ou dados apresentados                                                                             |
|----------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <b>Painel A: situação de comparação</b>                        |                                                                              |                                                                                                 |                                                                                                                         |
| <i>Status quo</i> : regras vigentes no vestibular 2010 da UERJ | Cotas baseadas em carência e: cor/raça, tipo de escola e deficiência         | $T_0=4$<br>(três categorias de cotistas e uma com demais candidatos)                            | Apresentação de dados: composição dos aprovados no vestibular da UERJ de 2010                                           |
| <b>Painel B: simulações</b>                                    |                                                                              |                                                                                                 |                                                                                                                         |
| Posição 1: meritocrática pura                                  | Ausência de cotas                                                            | $T_1 = 1$<br>(concorrência unificada)                                                           | Simulação 1: distribuição de vagas na ausência de cotas                                                                 |
| Posição 2: anti-meritocrática                                  | Sorteio                                                                      | $T_2 = n$<br>(cada candidato constitui um tipo, há $n$ tipos na sociedade)                      | Simulação 2: distribuição de vagas de acordo com equiprobabilidade de entrada para cada candidato                       |
| Posição 3: <i>color-sighted</i>                                | Cotas para raças oprimidas                                                   | $T_3 = 2$<br>(negros carentes e concorrência aberta para todos os demais)                       | Simulações 3a e 3b: 20% das vagas reservadas para o grupo desfavorecido                                                 |
| Posição 4: <i>color-blind</i>                                  | Cotas definidas com base em critérios não raciais                            | $T_4 = 2$<br>(carentes egressos de escolas públicas e concorrência aberta para todos os demais) | Simulação 4: 20% das vagas reservadas para o grupo desfavorecido, com diferentes hipóteses para classificação de pardos |
| Posição 5: igualdade proporcional                              | Cotas para todas as raças, tais que as vagas reflitam composição demográfica | $T_5 = 5$<br>(cotas para brancos, pardos, pretos, amarelos e indígenas)                         | Simulação 5: alocação de vagas tomando como base a composição racial da população fluminense                            |

Fonte:Elaboração própria.

Para realizar a Simulação 4, a categoria “carentes egressos de escolas públicas” foi constituída pelos seguintes indivíduos: (a) os candidatos concorrentes pelas cotas de escolas públicas no vestibular da UERJ de 2010; (b) os candidatos originalmente concorrentes pelas cotas para negros que eram egressos de escolas públicas, (c) os candidatos originalmente concorrentes pelas cotas para deficientes que eram egressos de escolas públicas. Todos esses indivíduos certamente haviam comprovado carência em 2010, senão não teriam concorrido às vagas reservadas às quais concorreram. Todos os demais candidatos foram alocados à categoria dos não-cotistas.

Tanto para a Simulação 3a, como para a 3b, a categoria “negroscarentes” foi constituída, inicialmente, pela totalidade dos candidatos concorrentes no vestibular 2010 pelas cotas para negros. Alguns indivíduos que haviam concorrido por meio das cotas de egressos de escolas públicas ou por meio de cotas para deficientes declararam-se pretos ou pardos no questionário socioeconômico. Contudo, tal informação não garante, automaticamente, uma identificação com a categoria “negro” e, portanto, uma autosseleção para tal grupo. É impossível definir com exatidão quantos cotistas autodeclarados pretos ou pardos e concorrentes pelas outras reservas de vagas em 2010 optariam pela cota “negros carentes” caso as outras não existissem. Consideramos razoável supor que a totalidade dos autodeclarados pretos optaria sem hesitação por concorrer pela cota “negros carentes”. Tais indivíduos foram classificados nas simulações 3a e 3b como “negros carentes”. Contudo, para os pardos, a questão é mais controversa, afinal, um pardo candidato pela cota para escola pública poderia não se identificar como sendo negro. Na realidade, a vinculação de pardos a negros é controversa, gerando ressalvas, seja de setores contrários às ações afirmativas (MAGNOLI, 2009), como de quem as apoia (FERES JUNIOR, 2006). Segundo Feres Junior (2006),



em certas circunstâncias, o percentual de pardos que se veem como negros no Brasil é inferior a 1%. Assim, para acrescentar os candidatos pardos das outras duas reservas de vagas, utilizamos duas variantes. Na simulação 3a (patamar mínimo de pardos), supusemos que o percentual de pardos que concorreria ao tipo de vaga em discussão seria de 3,63%, que é a mesma proporção de pardos que se candidatou na categoria “negros carentes” em 2010. Para definir quais pardos, dentre aqueles que concorreram em 2010 pelas cotas para escola pública e deficientes, seriam alocados como negros, fez-se um sorteio. Na simulação 3b (patamar máximo de pardos), supusemos que a totalidade dos autodeclarados pardos se inscreveria no vestibular como “negros carentes”. Entendemos que a proporção de pardos que efetivamente se autodeclarariam como negros na ausência dos demais regimes de cotas na UERJ variaria entre os dois extremos adotados em nossas simulações.

De modo geral, como cada política de reserva de cotas se respalda em uma visão normativa e age para corrigir determinada injustiça social, acabam por produzir diferentes universos de candidatos. A Tabela 4 sintetiza os universos de cotistas e não-cotistas em cada caso estudado.

**Tabela 4: Simulação da composição dos candidatos em diferentes políticas de cotas**

| Tipo de política de cotas                      | Percentual de reserva de vagas | Total de candidatos cotistas | Percentual de candidatos cotistas | Total de candidatos não cotistas | Total de candidatos ao vestibular* |
|------------------------------------------------|--------------------------------|------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|
| <b>Painel A: situação de comparação</b>        |                                |                              |                                   |                                  |                                    |
| Vestibular de 2010 da UERJ                     | 45                             | 2.616                        | 10,56                             | 24.769                           | 27.385                             |
| <b>Painel B: simulações</b>                    |                                |                              |                                   |                                  |                                    |
| 1-Meritocrática: vestibular tradicional        | 0                              | 0                            | 0                                 | 27.385                           | 27.385                             |
| 2-Anti-meritocrática: sorteio                  | 0                              | 0                            | 0                                 | 27.385                           | 27.385                             |
| 3- <i>Color-sighted</i> (Negros carentes)      |                                |                              |                                   |                                  |                                    |
| 3a-patamar mínimo de pardos                    | 20                             | 1.221                        | 4,67                              | 26.164                           | 27.385                             |
| 3b-patamar máximo de pardos                    | 20                             | 1.774                        | 6,93                              | 25.611                           | 27.385                             |
| 4- <i>Color-blind</i> (Escola pública + renda) | 20                             | 2.190                        | 8,69                              | 25.195                           | 27.385                             |
| 5-Igualdade proporcional                       | 100                            | 27.385                       | 100                               | 0                                | 27.385                             |

Fonte: Microdados da UERJ (Vestibular 2010). Elaboração própria.

\* Candidatos que responderam ao questionário sociocultural e compareceram ao vestibular. Corresponde a 84% da amostra original.

Nota-se que, apesar de haver 45% de vagas reservadas, os cotistas são apenas 10,56% dos candidatos atuais da UERJ. Este comportamento também se verifica nas simulações 3 e 4: embora as reservas de vagas definidas para os grupos sejam de 20%, os candidatos que concorreriam a estas vagas seriam, como resultado das simulações, apenas 4,67% ou 6,93% (negros) ou 8,69% (egressos do ensino médio público) do total de candidatos para o vestibular de 2010. Como consequência, é de se esperar que possa haver em ambos os casos uma baixa relação candidato-vaga para os grupos cotistas. Isto se traduziria em um cenário de pouca concorrência no sistema de reserva de vagas e uma alta concorrência para as vagas não reservadas, fenômeno efetivamente observado na UERJ, segundo Mendes Junior e Mello e Souza (2012).

É preciso esclarecer também que, ao realizar as simulações, foi necessário observar curso a curso o reordenamento dos classificados, de modo que o nível de não-preenchimento de vagas em cada curso estava sujeito às regras de cada simulação e à composição de candidatos em cada curso em particular.

Mencione-se também que as simulações limitaram-se a realocações de candidatos do vestibular 2010 às vagas oferecidas. É evidente que tal perspectiva – digamos, “estática” – desconsidera eventuais efeitos “dinâmicos”, isto é, de atração ou desalento, que pudessem vir a alterar a composição do próprio conjunto de candidatos caso, de fato, uma das regras de admissão aqui simuladas fosse implementada em lugar das regras vigentes. Como exemplo extremo, se as



vagas fossem definidas por sorteio, pode-se supor que um contingente muito maior do que 30 mil pessoas se candidataria à UERJ, alterando os perfis de candidatos e a alocação final de classificados.

Meritocratas e anti-meritocratas puros coincidem num aspecto – em que não deveria haver cotas - daí os zeros nas três colunas iniciais para ambos. Para aqueles, a alocação das vagas seria regida por um vestibular tradicional; para estes, nem vestibular, nem cotas, mas sim sorteio. Tais posições contrastam com a de igualdade proporcional, para os quais a coluna com zero é a penúltima, (total de candidatos não cotistas), isto porque todas as vagas deveriam estar reservadas em função da presença de cada cor/raça na sociedade.

## 5. Resultados

### 5.1.Composição do grupo de classificados sob diferentes fórmulas de admissão à UERJ

Analizamos as composições raciais, de renda e tipo de escola sob as diferentes políticas simuladas. A Tabela 5 traz tais resultados, que são os principais do artigo.

Para obter a proporção de cada grupo na população do Rio de Janeiro e do Brasil, utilizamos os dados da PNAD 2009. Ao restringirmos a amostra para o estado no qual a UERJ se localiza, temos que 11,11% da população se autodeclara preta e 32,53%, parda; 75,6% das pessoas que se formaram no ensino médio o fizeram em escolas públicas e 57,08% foram caracterizadas por nós como pobres (menos que um salário mínimo por pessoa no domicílio).

**Tabela 5: Configuração racial, social e escolar sob diferentes políticas de cotas**

|                        |             | Simulação/Cenário:                 |                                           | 0-status quo           | 1-meritocrática pura | 2-anti-meritocrática | 3a-color-sighted                          | 3b-color-sighted                          | 4-color-blind          | 5-igualdade proporcional                                                            |
|------------------------|-------------|------------------------------------|-------------------------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|-------------------------------------------|-------------------------------------------|------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------|
| Descrição da política: |             | Composição da população brasileira | Composição da população do Rio de Janeiro | Política atual da UERJ | Sem cotas            | Sorteio              | Negros e renda / Patamar mínimo de pardos | Negros e renda / Patamar máximo de pardos | Escola pública e renda | Cotas para todas as raças de acordo com a composição da população do Rio de Janeiro |
| <b>Variável:</b>       |             |                                    |                                           |                        |                      |                      |                                           |                                           |                        |                                                                                     |
| <b>Cor</b>             | Preta       | 7,31%                              | 11,11%                                    | 16,10%                 | 8,59%                | 13,41%               | 15,97%                                    | 13,35%                                    | 10,50%                 | 11,80%                                                                              |
|                        | Parda       | 47,52%                             | 32,53%                                    | 25,24%                 | 22,10%               | 25,27%               | 22,60%                                    | 25,98%                                    | 23,82%                 | 31,80%                                                                              |
|                        | Branca      | 44,57%                             | 55,90%                                    | 55,27%                 | 66,03%               | 57,82%               | 58,33%                                    | 57,65%                                    | 62,46%                 | 54,01%                                                                              |
|                        | Amarela     | 0,35%                              | 0,24%                                     | 2,19%                  | 2,25%                | 2,42%                | 1,94%                                     | 1,92%                                     | 2,21%                  | 1,35%                                                                               |
|                        | Índigena    | 0,23%                              | 0,16%                                     | 1,18%                  | 0,97%                | 1,05%                | 1,13%                                     | 1,07%                                     | 0,98%                  | 1,07%                                                                               |
| <b>Renda*</b>          | Pobres      | ...                                | 57,08%                                    | 24,10%                 | 19,26%               | 27,80%               | 24,31%                                    | 24,55%                                    | 24,87%                 | 20,66%                                                                              |
|                        | Não-pobres  | ...                                | 42,92%                                    | 75,90%                 | 80,74%               | 72,20%               | 75,68%                                    | 75,44%                                    | 75,13%                 | 79,34%                                                                              |
| <b>Tipo de escola*</b> | Pública     | ...                                | 75,60%                                    | 45,73%                 | 30,94%               | 39,11%               | 34,99%                                    | 36,63%                                    | 39,84%                 | 32,71%                                                                              |
|                        | Particular  | ...                                | 24,40%                                    | 50,50%                 | 64,60%               | 57,19%               | 60,89%                                    | 59,15%                                    | 56,02%                 | 62,89%                                                                              |
|                        | Fora do Rio | ...                                | -                                         | 3,75%                  | 4,46%                | 3,69%                | 4,11%                                     | 4,21%                                     | 4,12%                  | 4,39%                                                                               |

\*As carências foram definidas da seguinte forma: abaixo de 3sm (UERJ) e até 1sm *per capita* (PNAD).

\*\*Tipo de escola do candidato egresso do ensino médio.

Fonte: Microdados da UERJ (Vestibular 2010) e PNAD 2009. Elaboração própria.

Em um sistema meritocrático puro, sem cotas, a composição dos autodeclarados pretos (8,59%) na UERJ ficaria abaixo da população fluminense que se autodeclara preta (11,11%). Sob

reserva de 20% para candidatos de “negros carentes”, a proporção de autodeclarados pretos variaria entre 13,35% e 15,97%, valores inferiores aos da política vigente em 2010 (16,10%), mas todos eles maiores do que a proporção de indivíduos pretos verificada no Rio de Janeiro. A política de igualdade proporcional, como era de se esperar, aproxima a proporção de pretos na UERJ de sua representação no Rio de Janeiro, pois atinge o valor de 11,80%.

A política *color-blind* também favorece marginalmente os pardos, com incremento de pouco menos de 2 pontos percentuais em relação à situação sem cotas (23,82% contra 22,10%). Reservas de vagas para negros também incrementariam a proporção de pardos, situando-se na faixa 22-26%. É possível que uma política *color-blind* beneficie mais os autodeclarados pardos do que uma política *color-sighted*. Para que se observe este fenômeno, aparentemente contraditório, basta que se concretize um cenário de baixa autodeclaração dos pardos como negros, conforme o cenário 3a. Por fim, ressalte-se que a única política que aproxima a proporção de pardos na universidade à sua participação na população fluminense é a da igualdade proporcional.

Qualquer política, inclusive a ausência de cotas, tem como resultados uma sobrerrepresentação de autodeclarados amarelos e indígenas na UERJ em comparação com sua proporção na população. Os autodeclarados brancos também são sistematicamente sobrerrepresentados – principalmente na ausência de cotas –, à exceção do *status quo* da igualdade proporcional, onde são ligeiramente sub-representados.

Quando consideramos o critério de renda, também a simulação 4 é aquela que beneficia a maior proporção de pobres, contudo, as diferenças entre os resultados das simulações 3a, 3b e 4 neste aspecto são insignificantes, assim como não é substancial a diferença entre tais resultados e o *status quo* – em todos os casos, cerca de um quarto de pobres na universidade (contra menos de 20% sem cotas). É interessante notar que a igualdade proporcional, ao desconsiderar o fator renda, acaba por admitir apenas 20,66% de alunos pobres enquanto o sorteio, por desconsiderar o desempenho acadêmico, acaba por admitir o maior percentual de pobres entre as simulações, de 27,80%.

No que se refere ao tipo de escola, a atual política de cotas da UERJ é a que mais favorece a entrada de alunos oriundos da rede pública de ensino, seguido pela simulação 4 (escola pública com e carência) e pelo sorteio. As simulações do tipo *color-sighted* também contribuíram para o aumento da proporção de classificados egressos do ensino médio público. Este fenômeno era esperado pelo fato de que muitos dos alunos cotistas negros vêm de escolas públicas. Ambas as simulações aumentam significativamente a proporção de estudantes egressos do ensino médio público, de 4 a 6 pontos percentuais.

## 5.2. Análise da fronteira: beneficiados (*displacing*) versus prejudicados (*displaced*).

Para analisar o perfil socioeconômico dos candidatos impactados pelas políticas definidas, foi utilizada a abordagem de Francis e Tannuri-Pianto (2012a) que definem como *displacing* os alunos afetados positivamente pela introdução do sistema de cotas e *displaced* aqueles rejeitados pela instituição, para que os cotistas pudessem ser admitidos. A Tabela 6 mostra os perfis socioeconômicos dos candidatos que se encontram na fronteira para diferentes modalidades de políticas de ação afirmativa, sempre em comparação com a situação sem cotas.

**Tabela 6: Análise *displacing* e *displaced* sob diferentes políticas de cotas (em %)**

| Variáveis / Tipo de política                            |                                | Anti-meritocracia (simulação 2) |       | Negros e renda (simulação 3a) |       | Negros e renda (simulação 3b) |       | Escola pública e renda (simulação 4) |       | Igualdade propocional (simulação 5) |       |
|---------------------------------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|-------|-------------------------------|-------|-------------------------------|-------|--------------------------------------|-------|-------------------------------------|-------|
|                                                         |                                | Displacing / Displaced          |       | Displacing / Displaced        |       | Displacing / Displaced        |       | Displacing / Displaced               |       | Displacing / Displaced              |       |
| Mulheres                                                |                                | 54,91                           | 48,38 | 55,34                         | 51,59 | 52,87                         | 50,17 | 56,17                                | 49,58 | 51,83                               | 47,74 |
| Fez Pré Vestibular                                      |                                | 54,74                           | 49,69 | 59,47                         | 48,97 | 57,76                         | 49,32 | 54,03                                | 50,41 | 56,76                               | 47,60 |
| Fez Vestibular Anterior                                 |                                | 76,32                           | 80,52 | 83,86                         | 81,99 | 83,42                         | 81,74 | 79,40                                | 82,57 | 80,84                               | 81,40 |
| Tipo de Escola                                          | Público – Municipal e Estadual | 28,68                           | 11,38 | 53,65                         | 13,13 | 62,12                         | 14,16 | 74,46                                | 13,40 | 22,11                               | 11,97 |
|                                                         | Público - Federal              | 10,77                           | 14,99 | 10,31                         | 14,63 | 13,26                         | 14,16 | 22,40                                | 13,56 | 14,08                               | 12,25 |
|                                                         | Privado                        | 56,53                           | 68,39 | 33,39                         | 66,60 | 21,11                         | 66,21 | 0,00                                 | 67,33 | 59,15                               | 70,70 |
|                                                         | Fora da cidade do RJ           | 4,00                            | 5,22  | 2,62                          | 5,63  | 3,49                          | 5,46  | 3,13                                 | 5,69  | 4,64                                | 5,07  |
| Cor ou raça                                             | Branca                         | 57,47                           | 70,45 | 2,43                          | 70,17 | 1,57                          | 69,97 | 41,51                                | 68,84 | 4,08                                | 83,80 |
|                                                         | Preta                          | 14,24                           | 6,57  | 70,73                         | 5,25  | 45,02                         | 5,97  | 22,40                                | 7,53  | 25,91                               | 4,92  |
|                                                         | Parda                          | 24,71                           | 19,77 | 24,20                         | 20,45 | 51,48                         | 20,14 | 32,78                                | 19,93 | 64,92                               | 0,70  |
|                                                         | Amarela                        | 2,32                            | 2,08  | 0,00                          | 3,00  | 0,00                          | 2,90  | 2,14                                 | 2,68  | 1,54                                | 7,76  |
|                                                         | Indigena                       | 1,24                            | 1,11  | 2,62                          | 1,13  | 1,91                          | 1,02  | 1,15                                 | 1,00  | 3,52                                | 2,81  |
| Renda Familiar (em s.m.)                                | Menor que 3                    | 27,57                           | 13,98 | 60,41                         | 15,76 | 59,86                         | 16,55 | 58,64                                | 14,90 | 22,95                               | 13,80 |
|                                                         | Entre 3 e 5                    | 28,21                           | 20,45 | 31,33                         | 20,45 | 31,23                         | 20,65 | 30,10                                | 22,78 | 28,73                               | 21,40 |
|                                                         | Entre 5 e 10                   | 24,20                           | 27,19 | 7,69                          | 27,02 | 8,02                          | 27,82 | 10,70                                | 27,80 | 27,60                               | 26,47 |
|                                                         | Entre 10 e 20                  | 13,23                           | 22,50 | 0,56                          | 22,89 | 0,87                          | 22,18 | 0,32                                 | 22,27 | 12,95                               | 23,52 |
|                                                         | Entre 20 e 30                  | 4,34                            | 9,60  | 0,00                          | 8,44  | 0,00                          | 7,51  | 0,16                                 | 7,70  | 5,07                                | 8,45  |
|                                                         | Maior que 30                   | 2,42                            | 6,26  | 0,00                          | 5,44  | 0,00                          | 5,29  | 0,00                                 | 4,52  | 2,67                                | 6,33  |
| IDH do bairro de residência na cidade do Rio de Janeiro | Acima de 9,5                   | 9,76                            | 17,62 | 3,37                          | 15,38 | 4,01                          | 14,33 | 4,77                                 | 13,56 | 10,00                               | 15,77 |
|                                                         | Entre 9,5 e 9                  | 15,01                           | 21,05 | 6,19                          | 21,76 | 6,98                          | 21,16 | 8,07                                 | 21,10 | 17,88                               | 21,26 |
|                                                         | Entre 8,5 e 9                  | 12,59                           | 13,74 | 14,82                         | 12,38 | 14,13                         | 12,97 | 15,98                                | 13,06 | 13,94                               | 13,94 |
|                                                         | Abaixo de 8,5                  | 20,94                           | 13,91 | 31,51                         | 15,57 | 31,93                         | 16,21 | 31,46                                | 16,58 | 21,83                               | 12,53 |
|                                                         | Fora da cidade do RJ           | 41,68                           | 33,65 | 44,09                         | 34,90 | 42,93                         | 35,32 | 39,07                                | 35,67 | 36,33                               | 36,47 |
| Educação da Mãe                                         | Nenhum                         | 2,18                            | 0,70  | 3,56                          | 0,19  | 3,83                          | 0,17  | 3,13                                 | 0,33  | 1,69                                | 0,28  |
|                                                         | Ens. Fundamental               | 18,75                           | 10,78 | 36,21                         | 11,44 | 38,21                         | 12,63 | 38,22                                | 12,39 | 18,30                               | 10,00 |
|                                                         | Ens.Médio                      | 38,48                           | 29,88 | 45,02                         | 34,71 | 43,80                         | 34,30 | 43,32                                | 35,17 | 41,26                               | 32,25 |
|                                                         | Ens.Superior                   | 38,75                           | 56,90 | 11,63                         | 51,59 | 9,77                          | 51,19 | 10,70                                | 50,08 | 38,02                               | 55,63 |
|                                                         | "Não Sei"                      | 1,81                            | 1,71  | 3,56                          | 2,06  | 4,36                          | 1,71  | 4,61                                 | 2,01  | 0,70                                | 1,83  |
| Educação do Pai                                         | Nenhum                         | 1,68                            | 0,70  | 3,00                          | 0,38  | 3,14                          | 0,68  | 4,44                                 | 0,67  | 1,69                                | 0,84  |
|                                                         | Ens. Fundamental               | 20,23                           | 10,71 | 35,83                         | 12,57 | 38,39                         | 12,46 | 40,69                                | 11,39 | 18,16                               | 10,70 |
|                                                         | Ens.Médio                      | 37,00                           | 28,94 | 36,96                         | 29,64 | 36,30                         | 30,89 | 36,07                                | 32,83 | 38,02                               | 29,01 |
|                                                         | Ens.Superior                   | 36,12                           | 55,76 | 10,31                         | 53,10 | 9,42                          | 52,05 | 8,73                                 | 51,08 | 38,87                               | 55,63 |
|                                                         | "Não Sei"                      | 4,94                            | 3,87  | 13,88                         | 4,32  | 12,73                         | 3,92  | 10,04                                | 4,02  | 3,23                                | 3,80  |
| Pessoas na Família                                      | 1 Pessoa                       | 5,38                            | 4,61  | 3,93                          | 5,44  | 3,49                          | 5,80  | 2,65                                 | 5,36  | 4,50                                | 4,78  |
|                                                         | 2 Pessoas                      | 13,19                           | 12,53 | 16,88                         | 15,57 | 14,13                         | 14,68 | 11,03                                | 14,90 | 14,22                               | 14,22 |
|                                                         | 3 Pessoas                      | 25,08                           | 23,01 | 31,51                         | 21,95 | 29,66                         | 22,35 | 30,14                                | 22,11 | 23,09                               | 22,25 |
|                                                         | 4 Pessoas                      | 37,37                           | 40,30 | 31,33                         | 37,15 | 33,50                         | 37,03 | 33,60                                | 37,01 | 38,30                               | 37,74 |
|                                                         | 5 Pessoas                      | 13,70                           | 14,99 | 11,63                         | 14,63 | 14,13                         | 15,36 | 15,65                                | 15,41 | 15,35                               | 16,19 |

|                    |      |      |      |      |      |      |      |      |      |      |
|--------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 6 Pessoas          | 3,53 | 3,06 | 3,93 | 3,38 | 3,83 | 3,07 | 4,61 | 3,18 | 3,09 | 2,95 |
| 7 Pessoas          | 1,71 | 1,44 | 0,75 | 1,88 | 1,22 | 1,71 | 2,30 | 2,01 | 1,40 | 1,83 |
| Tamanho da Amostra | 2968 | 2968 | 533  | 533  | 586  | 586  | 603  | 603  | 710  | 710  |

Fonte: Microdados da UERJ (Vestibular 2010). Elaboração própria.

O número de indivíduos afetados é um indicativo agregado do impacto da política, em termos de redefinição de aprovados de acordo com diferentes fórmulas. O número total de beneficiados e prejudicados pela vigência de cada um dos três sistemas simulados varia entre 533 e 2968 num universo de cerca de 27 mil candidatos. Analisando os afetados pelo sorteio, temos um indicativo da dimensão do impacto desta política no corpo de classificados de uma universidade. Ao desconsiderar o desempenho obtido por um aluno no vestibular, o sorteio foi capaz de impactar em quatro vezes mais as vagas destinadas a pessoas que não conseguiriam se classificar pelo processo meritocrático do que qualquer outra simulação.

Em relação aos fatores socioeconômicos, as simulações mostram que estas políticas atenderiam ao objetivo de se redistribuir vagas de alunos com condições favoráveis para aqueles que provêm de situações de carência. Por possuírem recortes para a renda, são bem similares no perfil de candidatos que são beneficiados e prejudicados pela instituição da política.

Entre os que foram prejudicados, a maioria possui pais com ensino superior (entre 51% e 53%), muitos vêm de famílias com uma renda total maior do que 10 salários mínimos (cerca de 35%) e de escolas privadas (cerca de 2/3). A maioria prejudicada também se autodeclarou como branca (ao redor de 70%).

As diferenças se concentram justamente quando avaliamos os aspectos socioeconômicos dos atributos que são alvo de nossas simulações, a raça e o tipo de escola. Em relação à raça, a maioria dos beneficiados pela política *color-sighted* é autodeclarada preta, 70,73% ou 45,02% (simulações 3a e 3b). Esse número é bem menor na política que visa beneficiar os estudantes de escolas públicas, 22,4%. Em relação aos pardos, a política de escola pública os beneficia em maior grau que a política para negros com patamar mínimo de pardos, 32,78% contra 24,20%, mas a melhor situação para os pardos é o cenário baseado na igualdade proporcional.

Em relação ao tipo de escola, como era de se esperar o critério *color-blind* traz para a universidade uma maior proporção de candidatos egressos do ensino médio público estadual (74,46%). Neste item, também é possível perceber que a reserva de vagas com um critério racial também permite um amplo favorecimento daqueles advindos da rede pública estadual.

### 5.3. Composição do grupo de aprovados em carreiras de alto prestígio

Sabemos que as probabilidades de classificação de um candidato variam significativamente entre cursos de alto e baixo prestígio. É de se esperar que para as carreiras com uma alta relação candidato-vaga, as circunstâncias acabem por ser decisivas para delimitar o perfil socioeconômico dos estudantes. Assim, em uma carreira como Medicina, a maior parte (ou a totalidade) da turma virá de um *background* familiar favorável. Por isto, na inexistência de ações afirmativas, sabemos que os pretos e pardos tendem a se concentrar em carreiras com menor prestígio. Logo, resolvemos investigar como a composição de negros se alteraria em cada grupo de prestígio dentro das simulações propostas. As carreiras foram classificadas em altíssimo, alto, médio ou baixo prestígio de acordo com as respectivas disposições de relação candidato-vaga: acima de 15, entre 15 e 10, entre 10 e 5, abaixo de 5. Os resultados encontram-se na Tabela 7.

**Tabela 7: Porcentagem dos classificados que são autodeclarados pretos ou pardos. Por grupos de prestígio (em %).**

| Simulação/<br>Apresentação:                                       |                                                       | 0-<br>status<br>quo                            | 1-<br>meritocrática<br>pura | 2-anti-<br>meritocrática | 3a-<br>color-<br>sighted                                      | 3b-<br>color-<br>sighted                                      | 4-<br>color-<br>blind        | 5-igualdade<br>proporcional                                                                              |
|-------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------|------------------------------------------------|-----------------------------|--------------------------|---------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------|------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Porcentagem dos classificados que se autodeclararam pretos (em %) |                                                       |                                                |                             |                          |                                                               |                                                               |                              |                                                                                                          |
| Grupos de<br>prestígio                                            | Composição<br>da<br>população<br>do Rio de<br>Janeiro | Atual<br>política<br>de<br>cotas<br>da<br>UERJ | Sem cotas                   | Sorteio                  | Negros<br>e renda<br>com<br>patamar<br>mínimo<br>de<br>pardos | Negros<br>e renda<br>com<br>patamar<br>máximo<br>de<br>pardos | Escola<br>pública<br>e renda | Cotas para<br>todas as raças<br>de acordo<br>com a<br>composição<br>da população<br>do Rio de<br>Janeiro |
| Altíssimo                                                         | 11,11%                                                | 17,57%                                         | 3,33%                       | 10,87%                   | 17,15%                                                        | 11,71%                                                        | 7,95%                        | 10,87%                                                                                                   |
| Alto                                                              |                                                       | 16,19%                                         | 3,24%                       | 12,02%                   | 15,13%                                                        | 9,86%                                                         | 5,40%                        | 11,08%                                                                                                   |
| Médio                                                             |                                                       | 18,11%                                         | 6,08%                       | 12,56%                   | 17,40%                                                        | 13,09%                                                        | 9,05%                        | 11,11%                                                                                                   |
| Baixo                                                             |                                                       | 14,70%                                         | 12,36%                      | 14,63%                   | 15,26%                                                        | 14,78%                                                        | 13,21%                       | 12,44%                                                                                                   |
| Porcentagem dos classificados que se autodeclararam pardos (em %) |                                                       |                                                |                             |                          |                                                               |                                                               |                              |                                                                                                          |
| Grupos de<br>prestígio                                            | Composição<br>da<br>população<br>do Rio de<br>Janeiro | Atual<br>política<br>de<br>cotas<br>da<br>UERJ | Sem cotas                   | Sorteio                  | Negros<br>e renda<br>com<br>patamar<br>mínimo<br>de<br>pardos | Negros<br>e renda<br>com<br>patamar<br>máximo<br>de<br>pardos | Escola<br>pública<br>e renda | Cotas para<br>todas as raças<br>de acordo<br>com a<br>composição<br>da população<br>do Rio de<br>Janeiro |
| Altíssimo                                                         | 32,53%                                                | 23,84%                                         | 16,25%                      | 19,24%                   | 17,99%                                                        | 23,43%                                                        | 20,08%                       | 31,38%                                                                                                   |
| Alto                                                              |                                                       | 26,21%                                         | 17,02%                      | 20,94%                   | 20,00%                                                        | 26,35%                                                        | 21,48%                       | 31,89%                                                                                                   |
| Médio                                                             |                                                       | 23,14%                                         | 19,53%                      | 23,64%                   | 19,95%                                                        | 24,69%                                                        | 21,51%                       | 31,77%                                                                                                   |
| Baixo                                                             |                                                       | 26,34%                                         | 26,01%                      | 28,24%                   | 25,49%                                                        | 26,91%                                                        | 26,30%                       | 31,84%                                                                                                   |

Fonte: Microdados da UERJ (Vestibular 2010) e PNAD 2009. Elaboração própria.

Tomando como referência a posição normativa de igualdade proporcional (5), então uma composição justa de pretos na UERJ deveria ser próxima aos 11% e a de pardos, cerca de 32%. Valores próximos foram obtidos na simulação de igualdade proporcional. No sistema meritocrático, os alunos pretos seriam minoria em cursos com altíssimo prestígio, apenas 3,33% do total de pessoas matriculadas. Já entre os pardos, a composição atingiria 16,19%, ou seja, metade da proporção desta cor na população. No outro extremo, quando analisamos as carreiras de baixo prestígio, na ausência de cotas, a composição racial sobe para 12,36% entre os pretos e 26,01% entre os pardos.

A atual política expande o acesso dos pretos para 17,57% das vagas nas principais carreiras, um aumento que vai além da composição desta mesma cor na sociedade fluminense. O mesmo não se verifica em relação à cor parda, onde o acréscimo de sete pontos percentuais não é suficiente.

As políticas *color-sighted* com patamares mínimo e máximo de pardos elevariam a participação de pretos para 17,15% e 11,71%, respectivamente, em cursos de altíssimo prestígio. No primeiro caso, a participação dos pretos se aproxima à dos pardos, mesmo com este último sendo quase três vezes maior do que o contingente populacional de pessoas de cor preta no Rio de Janeiro. No segundo caso, a proporção na UERJ seria mais próxima à da população. Quanto aos pardos, as variações entre as colunas são mais suaves. Com exceção da igualdade proporcional, em nenhum dos demais casos se chega a um patamar próximo de 32,5%, que é sua presença na população fluminense.

Com a política *color-blind*, a proporção de pretos aumenta em todos os tipos de carreira quando comparamos ao cenário de ausência de cotas. Também modera a sobre-representação de pretos que decorre da atual política de cotas, porém, não consegue atingir a proporção ideal segundo a posição da igualdade proporcional, à exceção dos cursos de baixo prestígio. É importante notar que, quando comparamos a um cenário sem cotas, apenas um quantitativo de reserva de vagas de 20% já se mostra suficiente para aumentar em cerca de 5 pontos percentuais a participação de pretos em cursos de altíssimo prestígio. Assim, simulações que elevem a de reserva de vagas poderiam levar a uma plena representação deste grupo.

## 6. Conclusões

Não se pode negar o déficit de oportunidades sociais à disposição de negros, indígenas e outras minorias no Brasil, nem a contribuição involuntária do tradicional sistema de admissão à universidade à manutenção de tal déficit, fatores que explicam recente tendência de consolidação de sistemas de reservas de vagas nas universidades públicas do país. Contudo, não há consenso acerca da legitimidade de políticas explicitamente raciais e é plausível imaginar que a instituição de reservas de vagas por cor ou raça sofra, em âmbito nacional, uma rejeição maior que sistemas baseados em critérios ditos “sociais”.

Por essa razão, é oportuno verificar se regras de admissão não-raciais teriam como efeito indireto beneficiar determinados grupos raciais desfavorecidos. Diante de uma resposta positiva, seria possível atender aos anseios de críticos das políticas raciais (ao não discriminar por cor) e a parte dos anseios dos defensores do movimento negro (pelo fato de aumentar a proporção de pretos e pardos na universidade). Para investigar esta questão, efetuamos simulações sobre os dados do vestibular da UERJ de 2010 e organizamos as diferentes posições normativas nos moldes da teoria de igualdade de oportunidades de Roemer (1998).

Os resultados mostraram-se ambivalentes. A política *color-blind* definida revelou-se capaz de aumentar a proporção dos autodeclarados pretos na universidade. Porém, não foi possível, pelo menos diante da porcentagem definida, elevar de forma suficiente a proporção deste grupo em cursos de alto prestígio. Como era de se esperar, as políticas raciais são as que mais aproximariam a presença dos autodeclarados pretos na universidade da sua composição na população fluminense. Porém este benefício não é homogêneo entre as carreiras. Em todas as simulações, os autodeclarados pretos se concentram em cursos de baixo prestígio social.

Com exceção da igualdade proporcional, os autodeclarados *pardos* permaneceriam sub-representados em todas as demais simulações feitas, seja entre o total de classificados na universidade, seja quando avaliamos os classificados por carreiras separadas em diferentes níveis de prestígio. É possível que a política *color-blind* beneficie os pardos mais do que a que explicita o critério racial. Para que este fenômeno seja possível, é necessário que se concretize um cenário onde exista baixa identificação de pardos como negros.

Em todas as simulações relatadas aqui, inclusive a de ausência de cotas, registra-se sobre-representação de autodeclarados *amarelos*, *indígenas* e *brancos* na UERJ em comparação com sua proporção populacional – à exceção do *status quo* da igualdade proporcional, em que brancos são ligeiramente sub-representados.

Em suma, do ponto de vista da igualdade proporcional, a posição normativa que apresentamos como sendo a de referência, o desafio parece ser o de encontrar formas de aumentar a presença de pardos na UERJ. Tal desafio é particularmente complicado, uma vez que uma variável-chave para análise da composição racial de universitários em diferentes cenários é a proporção de pardos que se declarariam negros, algo que não apenas não é observável *a priori*, como também constitui uma das controvérsias centrais na discussão sobre ações afirmativas no Brasil, uma vez que adentra o polêmico terreno da identidade negra.



## Referências

AMADEI, Stella Maris Nunes. A execução da política de acesso pelas cotas nos dias de hoje. In: ARRUDA, José Ricardo Campelo. **Políticas de Ações Afirmativas na Universidade do Estado do Rio de Janeiro**. Rio de Janeiro: Rede Sirius, 2007. p. 12-24.

BARBUJANI, Guido. **A invenção das raças. Existem mesmo raças humanas? Diversidade e preconceito racial**. São Paulo: Contexto, 2007.

BARR, Nicholas, **Economics of the welfare state**, 5a edição, Oxford: Oxford Univ. Press., 2012

BOWEN, William; BOK, Derek. The shape of the river: Long-term consequences of considering race in college and university admissions. Princeton: Princeton University Press, 1998.

BRANDÃO, André Augusto (Org.). **Cotas Raciais no Brasil: a primeira avaliação**. Rio de Janeiro: Lpp - Dp&a, 2007.

CARNEVALE, Anthony; ROSE, Stephen. **Socioeconomic Status, Race/Ethnicity, and Selective College Admissions**. New York: Century Foundation, 2003. 81 p.

CARVALHO, M.; WALTENBERG, F.D. Ações Afirmativas em cursos de graduação no Brasil aumentam a diversidade dos concluintes sem comprometer o desempenho?, **Sinais Sociais** (Rio de Janeiro, Brasil), v. 7(20), pp. 36-77, Set.-Dez. 2012.

CÉSAR, Raquel Coelho Lenz. Políticas de inclusão no ensino superior brasileiro: um acerto de cotas e de legitimidade. In: BRANDÃO, André. **Cotas Raciais no Brasil: A primeira avaliação**. Rio de Janeiro: Dp&a, 2007. p. 23.

FERES JÚNIOR, João. Aspectos normativos e legais das políticas de ação afirmativa. In: João Feres Júnior e Jonas Zoninsein (org.). **Ação afirmativa e universidade: experiências nacionais comparadas**. Brasília: Editora Universidade de Brasília, 2006. 304 p.

FERES JUNIOR, João; ZONINSEIN, Jonas (Org.). **Ação Afirmativa e Universidade: Experiências Nacionais Comparadas**. Brasília: Unb, 2006.

FRANCIS, A. ; TANNURI-PIANTO, M. E. The Redistributive Equity of Affirmative Action: Exploring the Role of Race, Socioeconomic Status, and Gender in College Admissions. **Economics of Education Review**, pp.45-55, 2012a.

FRYER JUNIOR, Robert; LOURY, Glenn. Affirmative Action and Its Mythology. **Journal Of Economic Perspectives**, Massachusetts, v. 19, n. 3, p.147-162, 2005.

GROVE, Wayne A.; HUSSEY, Andrew J.. Affirmative Action in MBA Programs: Investigating the Mismatch Hypothesis for Race and Gender. **Working Papers**, Memphis, n. , p.1-45, 2011.

HEILMAN, Madeline. Affirmative action's contradictory consequences. **Journal Of Social Issue**, New York, n. , p.105-109, 1996.

HILL, Catharine; WINSTON, Gordon. Low-income students and highly selective private colleges: Searching and recruiting. **WPEHE Discussion Paper Series**, Leibniz, n. 72, p.1-19, 2008.

MAGNOLI, DEMÉTRIO. **Uma Gota de Sangue: História do Pensamento Racial**. São Paulo: Contexto, 2009.

MENDES JUNIOR, Alvaro Alberto Ferreira. Uma análise da progressão dos alunos cotistas sob a primeira ação afirmativa brasileira no ensino superior: o caso da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). **Texto Para Discussão 071**, Niterói, p.1-23, 2013.

MENDES JUNIOR, Alvaro Alberto Ferreira; MELLO E SOUZA, Alberto de. Uma análise dos determinantes do acesso à universidade sob uma ação afirmativa: o caso da UERJ. In: **40º Encontro Nacional de Economia, 2012**. Porto de Galinhas: Anpec, 2012. p. 1 - 20.

PENA, Sérgio. **Humanidade sem raças?** São Paulo: Publifolha, 2008.

PINTO, Paulo Gabriel Hilu da Rocha. Ação Afirmativa, Fronteiras Raciais e Identidades Acadêmicas: Uma Etnografia das Cotas Para Negros na UERJ. In: FERES FERES JÚNIOR, João; ZONINSTEIN, Jonas. **Ação Afirmativa e Universidade: Experiências Nacionais Comparadas**. Brasília: Unb, 2006. p. 32.

RODRIGUEZ, Richard. From Hunger of Memory: The Education of Richard Rodriguez. In: CROSBY, Faye; VANDEVEER, Cheryl. **Sex, Race & Merit: Debating Affirmative Action in Education and Employment**. Michigan: The Michigan Press, 2003. p. 5.

ROEMER, John, **Equality of Opportunity**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998.

ROTHSTEIN, Jesse; YOON, Albert. Affirmative Action in LawSchool Admissions: What Do Racial Preferences Do? **Nber Working Papers 14276**, Cambridge, n. , p.1-70, 2008.

SABBAGH, Daniel. The Rise of Indirect Affirmative Action: Converging Strategies for Promoting “Diversity” in Selective Institutions of Higher Education in the United States and France. **World Politics**, p.470-508, 2011.

SANTOS, Renato Emerson dos. “Política de cotas raciais nas universidades brasileiras: o caso UERJ”. FERES JUNIOR E ZONINSEIN, Jonas (orgs) In: **Ação afirmativa e universidade: experiências nacionais comparadas**, Brasília: Editora Universidade de Brasília, 2006. p. 110 – 135.

SOWELL, Thomas (Org.). **Affirmative action around the world: An empirical study**. New Haven: Yale University Press, 2004.

WALTENBERG, Fábio. Cotas nas universidades brasileiras. A contribuição das teorias de justiça distributiva ao debate. **Sinais Sociais**, Rio de Janeiro, v. 4, n. , p.8-51, 2007.

WYDICK, Bruce. Do race-based preferences perpetuate discrimination against marginalized ethnic groups? **The Journal Of Developing Areas**, Tennessee, n. , p.165-181, 2008.

# DESIGUALDADE DE OPORTUNIDADES NO ACESSO AO ENSINO SUPERIOR NO BRASIL: uma comparação entre 2002 e 2011

*Márcia Marques de Carvalho e Fábio Domingues Waltenberg<sup>1</sup>*

## ÁREA 7 : ECONOMIA SOCIAL E DO TRABALHO

### Resumo

Apesar dos avanços no ensino fundamental e médio nas últimas décadas, e da ampliação de vagas no ensino superior, apenas 12% dos jovens em idade universitária estão cursando o ensino superior no Brasil, contra 21% na Argentina, 65% nos EUA e 70% na Suécia. Neste estudo, a partir dos dados mais recentes da Pnad disponíveis (2011) e dos dados de uma década antes (2002, pouco antes do advento de políticas de ação afirmativa), inicialmente traçam-se perfis de grupos vulneráveis e não vulneráveis no acesso ao ensino superior. Depois, com base no índice de oportunidades humanas (Barros et al, 2009), e fazendo-se uso de regressões de variável dependente binária, mensuramos a desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior para os dois anos. Os resultados indicam que houve realocação de oportunidades dos grupos não vulneráveis para os grupos vulneráveis, e também que o acesso ao ensino superior também aumentou levemente no espaço de uma década. Contudo, o índice de oportunidades humanas ao acesso ao ensino superior no Brasil (IOH=0,29 em 2011) está muito longe da situação ideal (IOH=1), que ocorre quando o acesso é universal e não há desigualdade de oportunidades no acesso. Por fim, aplicou-se aos indicadores obtidos uma decomposição por fator (de Shapley), cujos principais resultados são a importância da instrução do chefe e da renda domiciliar como circunstâncias limitadoras, e também uma contribuição moderada da cor da pele para a desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil.

### Abstract

In spite of overall improvements in basic and high school education levels in the last decades, and of an increase in the supply of higher education, only 12% of Brazilian youths in the expected age are attending higher education in Brazil, against 21% in Argentina, 65% in the USA and 70% in Sweden. In this study, based on the most recent Pnad data (2011) and on data from ten years earlier (2002, just before the implementation of affirmative action policies), we obtain profiles of vulnerable and non-vulnerable groups in terms of access to higher education in Brazil. Then through the index of human opportunities (Barros et al, 2009), and making use of binary dependent variable regressions, we are able to measure inequality of opportunity in terms of access to higher education for both years. Results indicate that a reallocation of opportunities from non-vulnerable to vulnerable groups has taken place, and also that access to higher education has also risen slightly in the course of one decade. However, the index of human opportunity as applied to higher education in Brazil (HOI = 0,29 in 2011) is very far from the ideal situation (HOI=1), which occurs when access is universal and there is no inequality of opportunity in the access. Finally, we have applied a factor (Shapley) decomposition to the calculated indices, and the main results are the substantial contribution of head-of-household's education level and the household's income to inequality of opportunity, and also a moderate impact of race.

---

<sup>1</sup> Docentes e Pesquisadores da Universidade Federal Fluminense (UFF), Niterói, Rio de Janeiro. Autora para contato: Márcia de Carvalho: mmcarv@globo.com.

**Palavras-Chave:** Índice de Oportunidades Humanas; Regressão Logística; Decomposição de Shapley

**Jel Classification:** C43, D30, D63.

## 1. Introdução

Estudar as dificuldades e os gargalos no acesso ao ensino superior no Brasil é relevante por vários motivos. O primeiro é a nossa defasagem de pessoas com este nível de ensino, visto que, ao contrário de muitos países, o tem menos de 20% da sua população adulta com esta qualificação. Isso afeta a produtividade e a capacidade da economia brasileira em adquirir e desenvolver novas tecnologias. Pessoas mais instruídas ganham mais e estão menos expostas ao desemprego, elementos que contribuem para uma maior qualidade de vida para elas e sua família.

Como é amplamente sabido, a educação afeta diversas dimensões da vida social e econômica de um país, além de produzir benefícios que são privadamente apropriados pelos indivíduos, tais como habilidades, atitudes e valores (Barr, 2012). Há diversas evidências que mostram que quanto mais se investe em educação, além dos efeitos diretos positivos na economia do país, maior é o retorno à sociedade em termos de bem-estar, redução das desigualdades e das taxas de fecundidade e mortalidade (Mendonça, 2000). No caso da educação superior, os ganhos privadamente apropriados são mais elevados e os impactos no mercado de trabalho e na capacidade de absorção de inovação tecnológica e na produtividade são ainda mais expressivos.

Em termos de benefícios privadamente apropriados pelos indivíduos, no Brasil, a conclusão de um curso de graduação é acompanhada por uma baixa taxa de desemprego e por um retorno financeiro que, em média, é 2,6 vezes maior do que os obtidos por aqueles que pararam os estudos no ensino médio (Carvalho, 2011). Em termos comparativos esse retorno do ensino superior é alto quando comparado com o observado nos países desenvolvidos: nos EUA é de 1,77, na Alemanha, 1,67; no Reino Unido, 1,54, na França, 1,50 e no Canadá, 1,42, segundo dados da Ode (2011). Esse alto retorno no Brasil se deve ao fato de ser pequena a proporção da população adulta brasileira (25 a 64 anos) que completou o ensino superior, limitando, dessa forma, a oferta dessa mão-de-obra. Segundo dados da Pnad/2011, apenas 11% da população adulta brasileira tinham curso de graduação, enquanto no Canadá essa proporção chega a 49%, nos Estados Unidos, 41%, no Japão, 43%, no Reino Unido, 33% e na Alemanha, 25%.

O momento é oportuno para se estudar o acesso ao ensino superior por dois motivos. O primeiro é no sentido de aumentar a eficiência das políticas de ação afirmativa no acesso ao ensino superior, uma vez que quase todas as instituições públicas estavam adotando políticas deste tipo desde 2004 e agora as instituições federais são obrigadas a reservarem uma proporção das suas vagas para egressos do ensino médio público com combinações de renda familiar e cor da pele (Lei nº12.711 de 29 de agosto de 2012, doravante chamada de “Lei das Cotas”). O segundo é de aproveitar o momento do bônus demográfico brasileiro. Perdemos a primeira “onda” da população de 18 a 24 anos que ocorreu entre 2000 e 2010 e causou um aumento de dois milhões de pessoas deste grupo etário em apenas uma década. A próxima onda deste grupo etário irá ocorrer entre 2016 e 2026. Estamos neste momento (2013) passando pela onda do grupo etário de 25 a 34 anos que terá o seu ápice em 2016 e terminando em 2020. Este grupo etário totalizou 34 milhões de pessoas em 2012.

Outra característica do ensino superior no Brasil é a pouca diversidade socioeconômica entre os estudantes. De fato, embora entre 2006 e 2008, 85% dos concluintes do ensino médio proviessem do ensino médio público, dos indivíduos que ingressaram nos cursos de graduação no Brasil nesse período, essa proporção cai para somente 57%. Na mesma linha, em 2009, enquanto 45% das pessoas com ensino médio completo provinham de famílias relativamente pobres (com renda familiar de até 3 salários mínimos), entre os ingressantes do ensino superior, essa proporção caía para 39%. Considerando apenas as pessoas com ensino médio completo, 50,3% se declararam não brancas enquanto entre os ingressantes dos cursos de graduação a incidência desse grupo era de apenas 36,4%.

De acordo com a teoria de igualdade de oportunidades do economista John Roemer (1998), muito em voga atualmente (Fleurbaey, 2008; Ferreira e Gignoux, 2014; Pignataro, 2012; Ramos e Van de Gaer, 2012), quando existe subrepresentação por parte de um grupo socioeconômico, definido pela sociedade como relevante e legítimo, no acesso a um serviço ou vantagem – como ocorre com o acesso de certos grupos ao ensino superior no Brasil – pode-se estar diante de um problema de desigualdade de oportunidades, se porventura a dificuldade de obter acesso ao serviço ou vantagem tiver sido causada, sobretudo, por circunstâncias desfavoráveis.

No caso do ensino superior, uma tentativa de mitigar o problema de acesso limitado de certos grupos consiste na aplicação de políticas de ação afirmativa. As ações afirmativas podem ser compreendidas como programas que buscam prover oportunidades ou outros benefícios para pessoas pertencentes a grupos específicos, alvo de discriminação ou com pouco acesso a recursos (IPEA, 2008). Têm sido aplicadas em inúmeros países e em diferentes etapas da educação, bem como no mercado de trabalho. No Brasil, têm se concentrado no acesso aos cursos de graduação, por meio de diferentes instrumentos: cotas e bônus, ditas “raciais” ou “sociais”. As “raciais” utilizam como critério a cor da pele do aluno, de acordo com auto-declaração. Os critérios “sociais” baseiam-se na renda familiar que comprove carência ou no fato de o aluno ser oriundo do ensino médio público, ou seja, de escolas municipais, estaduais ou federais ou de cursos supletivos presenciais de educação de jovens e adultos. Há casos em que ambos os critérios são considerados simultaneamente, quando vagas são reservadas, por exemplo, a alunos negros pobres.

No dia 26 de abril de 2012 o Supremo Tribunal Federal (STF) considerou constitucional a política de reservas de vagas para negros e índios para garantir o acesso destes grupos nas universidades públicas. A “Lei das Cotas” regulamentou as cotas nas universidades federais em todo o país e reserva um percentual das vagas oferecidas em cada curso de graduação e turno para alunos que estudaram todo o ensino médio em escolas públicas. Esse percentual será de 12,5% das vagas em 2013; 25% em 2014, 37,5% em 2015 e 50% em 2016. Destas vagas reservadas, a metade será destinada a estudantes com renda familiar *per capita* de até 1,5 salário-mínimo e a outra metade a estudantes com renda superior a 1,5 salário-mínimo. Dentro de cada estrato de renda, será aplicada a porcentagem de cotas para pretos, pardos e indígenas observada em cada Estado e será definida pelo peso de cada uma dessas populações segundo o mais recente Censo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Cabe destacar que os percentuais



definidos pela Lei não correspondem à representação proporcional dos grupos na população. Por exemplo, o percentual de vagas reservadas para egressos da escola pública em 2011 era de 50% enquanto o Censo da Educação Básica do Ministério da Educação e Cultura mostrou que 85% dos concluintes do ensino médio de todo o país eram de escolas públicas. Enquanto a Lei das Cotas reserva 50% das vagas para alunos egressos do ensino médio público com renda domiciliar *per capita* inferior a 1,5 sm, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE mostra que esse grupo representa 86,7% da demanda potencial ao ensino superior. Como existe uma relação forte entre a renda domiciliar *per capita* e a cor da pele autodeclarada, dentre os estudantes do ensino médio público com renda inferior a 1,5 sm, 60% eram não brancos; e entre os estudantes do ensino médio público com renda superior a 1,5 sm, apenas 40% se autodeclararam não brancos<sup>2</sup>.

Uma política de ação afirmativa, por construção, deve estar baseada na precisa identificação de segmentos sociais que, por desvantagens socioeconômicas, está privado ou tem seu acesso limitado a um bem ou serviço. Em especial, quando se sabe que os retornos – privadamente apropriados pelos indivíduos – da educação superior são particularmente elevados, é de se questionar por que no Brasil, apesar desse enorme retorno em termos de aumento de salário e maior empregabilidade, muitos brasileiros não possuem este nível de ensino? Na década de 1980 e 1990 o gargalo poderia ser a insuficiência de vagas, mas entre 1999 e 2011, enquanto as vagas ofertadas nas instituições de ensino superior no país aumentaram 3,6 vezes, o número de ingressos no mesmo período aumentou 2,3 vezes (Inep, 2011).

O presente trabalho traça um detalhado perfil dos matriculados dos cursos de graduação públicos e privados no Brasil a partir dos microdados da Pnad e identifica os grupos sociais mais vulneráveis ao acesso ao ensino superior e os menos vulneráveis. Em seguida, levanta quais são as características ou circunstâncias que mais interferem ou contribuem para o ingresso no ensino superior público e privado.

Uma vez identificados os fatores que restringem o acesso à educação superior e os segmentos sociais mais direta e intensamente afetados por essas restrições, ficarão evidentes para o leitor os elementos que poderiam justificar a adoção de políticas de ação afirmativa. Uma crítica que alguns pesquisadores têm feito com relação ao acesso à necessidade de se ampliar o acesso ao ensino superior é a de que nem todos os jovens que concluem o ensino médio gostariam de avançar os estudos e cursar a graduação. Uma pesquisa realizada em 2007 pelo Ipea em parceria com o Pnud e Cepal com jovens de 18 a 24 anos dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro indagou que nível de ensino o jovem gostaria de alcançar. A resposta foi surpreendente: 77% dos jovens responderam que gostariam de alcançar o ensino superior, sendo que 48% deles ficariam satisfeitos com a graduação; 17% gostariam de cursar mestrado e 12% o doutoramento.

Para analisar a evolução da igualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil são utilizados os microdados da Pnad de 2011 (mais recente disponível) e também da Pnad de 2002 (primeiro ano que coleta a informação da rede de ensino pública ou privada). Com esses dados é possível mensurar a evolução da *taxa de cobertura* do

---

<sup>2</sup> O apêndice A apresenta um desenho esquemático com a distribuição percentual das vagas segundo a “Lei das Cotas” e a encontrada nos dados disponíveis.

ensino superior e também a distribuição do acesso às vagas segundo as características dos alunos (circunstâncias) através do *índice de dissimilaridade*. Estes dois componentes multiplicados formam o *Índice de Oportunidades Humanas* (IOH), desenvolvido por Barros et al. (2009) para mensurar o acesso de crianças a um conjunto básico de bens e serviços, conforme proposto pelo Banco Mundial no seu Relatório de Desenvolvimento Mundial de 2006. Segundo o relatório, desigualdades de oportunidades causam privações e têm como consequência desperdício de potencial humano. O método de decomposição de Shapley será aplicado ao índice de dissimilaridade para analisar os fatores que mais contribuem para a desigualdade no acesso ao ensino superior.

Tendo em vista os objetivos detalhados acima, o presente trabalho está organizado em três seções, além desta introdução e da conclusão. A segunda seção é conceitual e metodológica e apresenta a teoria da igualdade de oportunidades de Roemer. Além disso, traz os índices que tentam medir essa desigualdade. A seção traz também a metodologia da decomposição de Shapley, utilizada para identificar os fatores que mais contribuem para a desigualdade no acesso ao ensino superior no Brasil.

A seção 3 é empírica e faz uma análise quantitativa da desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior, calculando os índices descritos no capítulo metodológico. Os resultados apontam que não houve um aumento na cobertura do ensino superior público e privado entre 2002 e 2011. Entretanto, houve um pequeno avanço em termos de distribuição destas vagas entre os grupos sociais: o índice de dissimilaridade caiu de 0,16 em 2002 para 0,12 em 2011, o que significa que a distribuição das vagas está ligeiramente mais homogênea entre os grupos. Sete grupos sociais que eram “vulneráveis” no acesso ao ensino superior em 2002 não o eram em 2011. Apesar disso, o acesso aos diferentes cursos de graduação ainda é muito segmentado. O final desse capítulo mensura o nível de segregação dos cursos de graduação do Brasil utilizando dados dos ingressantes do Enade de 2008 2010. Verificamos que o acesso de negros, egressos do ensino médio e pessoas com baixo *background* familiar, medido pelo nível de instrução do pai do ingressante, é maior nos cursos de pedagogia, matemática e letras do que nos cursos de medicina, arquitetura e relações internacionais.

## 2. O índice de desigualdade de oportunidades e a decomposição de Shapley

Segundo Peragine (2011), a teoria da igualdade de oportunidades foi formulada na filosofia política por Dworkin (1981), Arneson (1989) e Cohen (1989) e traduzida em modelos econômicos formais por Roemer (1993, 1998) e Fleurbaey (2008).

A teoria da igualdade de oportunidades baseia-se em três tipos de informação:

- Resultados: realizações educacionais, futuro rendimento, acesso a serviços básicos como água, luz e esgoto ou qualquer outra variável que expresse resultado, como, por exemplo, estado de saúde;
- Circunstâncias: variáveis além da responsabilidade dos indivíduos (fora de seu controle) e que afetam a capacidade de atingir o resultado. Ex: gênero, etnia, local de nascimento, educação dos pais;
- Responsabilidades ou Esforço: variáveis pertencentes à esfera da responsabilidade dos indivíduos (esforço ou características de responsabilidade). São variáveis não observadas, por exemplo: esforça-se mais ou menos na escola, dedica-se mais ou menos tempo às tarefas escolares, trabalha mais ou menos horas etc.

A idéia básica da teoria é que as desigualdades determinadas pelo esforço são consideradas justas e somente as desigualdades resultantes das circunstâncias são consideradas eticamente inaceitáveis.<sup>3</sup> Para ilustrar o que seria uma desigualdade injusta, isto é, devido às circunstâncias, vejamos o exemplo a seguir.

Considere indivíduos de dois tipos no problema do acesso à educação superior no Brasil<sup>4</sup>:

- Tipo 1 consiste em indivíduos negros, morando na favela, com mãe chefe e vários irmãos, cujos pais não concluíram o ensino médio. Suponha que o nível de esforço do tipo 1 esteja entre 1 e 7, numa escala de 0 a 10, com mediana 2,5 ( $c_1$ )
- Tipo 2 consiste de indivíduos de classe média alta, morando com pai e mãe, com mais de 1 irmão e ambos os pais com ensino superior. Suponha que o nível de esforço do tipo 2 esteja entre 3 e 8 com mediana 5 ( $c_2$ ).

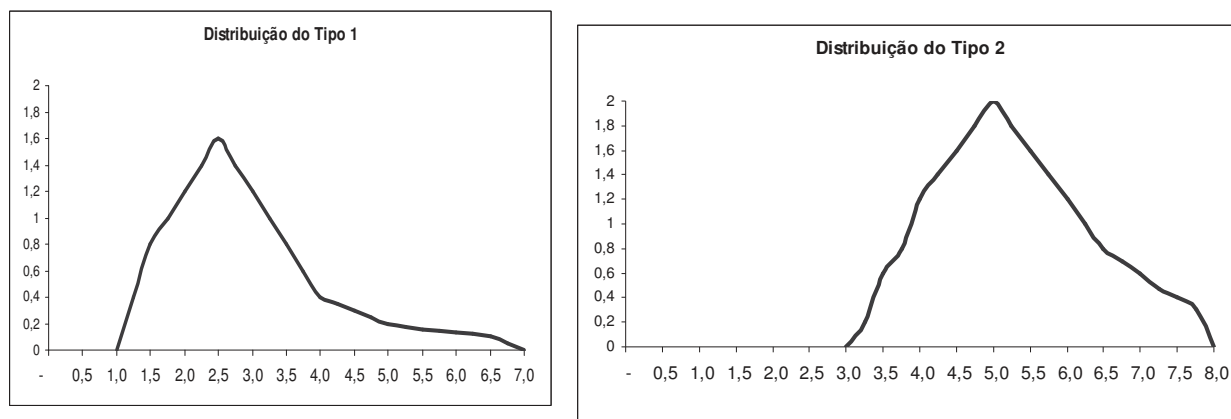
Suponha que João, do tipo 1, exerceu esforço de nível 5, o que o coloca no 90º centil da distribuição de seu tipo (Gráfico 1, distribuição do tipo 1,  $F(y/c_1, e_{90})$ ). Maria, do tipo 2, exerceu esforço de nível 7, que também corresponde ao 90º centil da distribuição do seu tipo (Gráfico 13, distribuição do tipo 2,  $G(y/c_2, e_{90})$ ).

---

<sup>3</sup> A contribuição das variáveis não observáveis em geral acaba sendo creditada à conta do “esforço”, não por assim determinar a teoria, mas sim por falta de alternativa metodológica melhor. Por esta razão, a repartição entre contribuição de “esforço” e de “circunstância” sempre merece ser interpretada com a ressalva de que as contribuições das circunstâncias estão subestimadas – subestimada estará, portanto, a desigualdade de oportunidades reportada.

<sup>4</sup> Estamos supondo uma relação não decrescente entre esforço e resultado.

**Gráfico 1. Distribuição dos Resultados das pessoas do tipo 1 e do tipo 2**



Suponha também que a nota mínima para passar no vestibular e ingressar na universidade seja 6. Neste caso, João não ingressaria na universidade porque obteve 5, e Maria ingressaria com sua nota 7. Entretanto, ambos exerceram o mesmo nível relativo de esforço e ficaram entre os 10% das melhores notas de seus tipos respectivos.

Roemer considera que, sob uma política de igualdade de oportunidades, os indivíduos que tenham exercido grau de esforço igual devem terminar com o mesmo resultado, ou seja:

$$F(y / c_1, e_{90}) = G(y / c_2, e_{90}) \quad (2.1)$$

A proposta de Roemer não implica que os resultados sejam iguais para todos. Ele propõe “nivelar o terreno”, o que significa garantir que aqueles que aplicaram igual esforço terminem com igual realização, independente de suas circunstâncias. No ensino superior, as notas que medem o desempenho no vestibular dependem não só do esforço do indivíduo, mas também de outros fatores tais como a capacidade cognitiva. Esta, por sua vez, depende de fatores hereditários, da situação da família, da criação recebida na infância, da qualidade do ensino recebido, entre outras circunstâncias. As cotas ou reservas de vagas consideram aptos para admissão no ensino superior os indivíduos que mais se esforçaram dadas suas circunstâncias. Desta forma justiça seria realizada, porque seriam tratados igualmente pessoas com antecedentes e características semelhantes. Em suma, o que Roemer propõe é uma meritocracia condicional ou uma meritocracia entre iguais. Quando consideramos somente as notas (mérito), segundo a teoria de Roemer, não estamos sendo justos porque estamos tratando igualmente pessoas diferentes, com antecedentes e características distintas. Esse é o princípio da compensação, segundo o qual a desigualdade de resultados derivada por diferentes dotações iniciais deve ser eticamente inaceitável e compensada pela política pública.

Roemer discute o escopo e a extensão do conceito de igualdade de oportunidades. Ele propõe que o conceito deva ser aplicado quando a oportunidade em questão é a aquisição de um atributo necessário para concorrer a um cargo (emprego ou carreira). Neste contexto a igualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior cabe, porque o acesso ao ensino superior no Brasil significa acesso a uma ocupação (médico, advogado, engenheiro) e ter uma educação superior é uma vantagem necessária para competir por determinados cargos. Roemer lembra, entretanto, que uma oportunidade é um acesso a

uma vantagem (frase de Cohen, 1989) mas o indivíduo é responsável em transformar esse acesso em vantagem pela aplicação do esforço.

Uma vez apresentado o modelo teórico de Roemer, o desafio agora é traduzir a teoria em medida. Pesquisas recentes têm procurado quantificar a desigualdade de oportunidades de um resultado, seja ele expresso em categorias, como os níveis educacionais e o acesso ou não a um bem ou serviço; ou expresso por uma variável contínua, como renda ou desempenho acadêmico.

Com relação à mensuração da desigualdade de oportunidades de variáveis categóricas, depois de Barros et al. (2009), outras propostas foram desenvolvidas. Podemos destacar as contribuições dos seguintes autores:

- Pignataro (2011) destaca que, no caso do acesso a um serviço ou a um nível educacional específico, deve-se utilizar o índice de oportunidades humanas (IOH) desenvolvido por Barros et al.(2009), uma vez que as categorias não envolvem um ordenamento;
- Hoyos e Narayan (2012) também utilizam o IOH para mensurar a desigualdade de oportunidades no acesso à educação e à saúde (vacinação) em 47 países . Além de mensurar a desigualdade de oportunidades, eles examinaram a contribuição de uma circunstância, a saber o gênero da criança, na desigualdade no acesso a esses serviços. Eles concluíram que, para a maioria dos países, a contribuição do sexo da criança para a frequência escolar e vacinação tende a ser baixa ou muito abaixo da contribuição de outras circunstâncias como status socioeconômico e a localização do domicílio (área urbana ou rural).

No Brasil, além do pioneiro trabalho de Barros et al. (2009), podemos destacar os trabalhos de:

- Dill e Gonçalves (2012) analisam a igualdade de oportunidade no acesso a serviços como energia elétrica, água limpa, saneamento e escola, na linha de Barros et al.(2009), e sua evolução no Brasil, nos anos de 1999 e 2009, utilizando a Pnad. As características utilizadas como circunstâncias foram: gênero, raça, área de residência, gênero da pessoa de referência do domicílio, presença da mãe no domicílio, educação da pessoa de referência do domicílio, renda mensal domiciliar *per capita* e número de pessoas que vivem no domicílio.
- Diaz (2012) mensura a desigualdade de oportunidades de desempenho no ensino médio no Brasil a partir dos microdados do Saeb para o período 1995 a 2005. Utilizando a metodologia de Ferreira e Gignoux (2008), que compara a desigualdade existente na distribuição alisada com a desigualdade na distribuição original, captando a desigualdade entre os grupos, os resultados indicam que a desigualdade de oportunidades foram menores em Língua Portuguesa (16% da desigualdade total, média do período) do que em Matemática (24% da desigualdade total, média do período).
- Carvalho, Gamboa e Waltenberg (2012) mensuram a igualdade de oportunidades educacionais utilizando os dados do Pisa, além de desenvolverem uma técnica alternativa e multidimensional que considera acesso, dissimilaridade na distribuição do acesso e desempenho dos estudantes.

## 2.1.O Índice de Oportunidades Humanas (IOH)

Após essa breve resenha da literatura sobre a mensuração da igualdade de oportunidades, cabe ressaltar que essa metodologia foi desenvolvida muito recentemente (desde 2005), principalmente a que trata de resultados categóricos (desde 2009).

Como o objetivo desse trabalho é mensurar o grau de desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior (ou seja, uma variável binária) será calculado o índice de oportunidades humanas (IOH), desenvolvido por Barros et al (2009), que traduz a teoria de Roemer a resultados binários, mas que não foram utilizados no Brasil para acesso ao ensino superior. O IOH combina dois elementos:

- O nível de cobertura do acesso ao bem ou serviço em estudo na sociedade ( $\bar{p}$ );
- O grau em que o acesso a esse bem ou serviço depende de variáveis que não são de responsabilidade do indivíduo (circunstâncias), tais como gênero, etnia, local de nascimento e educação dos pais. Essa mensuração é feita via índice de dissimilaridade (D), comumente utilizado em sociologia, e que mede a proporção do total de recursos (ou pessoas) que deveria ser realocada para restabelecer, no caso em tela, a igualdade de oportunidades. O índice D é calculado da seguinte forma:

$$D = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_k w_k (p_k - \bar{p}) \quad (2.2)$$

Onde:

k denota o grupo não-vulnerável, isto é, com acesso ao ensino superior ( $p_k > \bar{p}$ );

$p_k$  é a probabilidade de acesso do grupo k e  $\bar{p}$  a taxa de cobertura média da população;

$w_k$  é a participação do grupo não vulnerável k no total da população.

O IOH combina acesso a um bem ou serviço ( $\bar{p}$ ) e a forma de alocação (D) com base no princípio da igualdade de oportunidade da seguinte forma:

$$IOH = \bar{p}(1 - D) \quad (2.3)$$

De maneira intuitiva, o IOH capta a cobertura do bem ou serviço que é adequadamente alocada entre os diversos grupos de circunstâncias. Se o acesso dos indivíduos é independente de suas circunstâncias ( $p_k = \bar{p}$  logo D=0) então o IOH será igual à taxa de cobertura do bem e serviço. O IOH é igual a 1 quando o acesso é universal ( $\bar{p} = 1$ ) e não há desigualdade no acesso ( $p_j = \bar{p}$ ).

Observe que qualquer realocação de oportunidade dos grupos “não vulneráveis” (aqueles com  $p_k > \bar{p}$ ) para os grupos “vulneráveis” (aqueles com  $p_k < \bar{p}$ ) reduzirá D e aumentará o IOH, que é o efeito esperado das ações afirmativas no Brasil.

Seguindo Hojos & Narayan (2012), o IOH possui algumas propriedades importantes, tais como:

a) sensibilidade à escala: se a cobertura para todos os grupos muda aditivamente ou de forma multiplicativa pelo mesmo fator k, o IOH também muda (de forma aditiva ou multiplicativa) pelo mesmo fator:

$$\bar{p}^* = k \cdot \bar{p} \Rightarrow IOH^* = (k \cdot \bar{p})(1 - D) = k \cdot IOH \quad (2.4)$$



- b) sensibilidade para melhoria de Pareto: se a cobertura de um grupo aumenta sem diminuir a taxa de cobertura dos demais grupos o IOH também aumenta;
- c) sensibilidade à redistribuição: se a taxa de cobertura de um grupo vulnerável aumenta mantendo a taxa de cobertura total constante, o IOH também aumenta.

As mudanças do IOH ao longo do tempo (decomposição dinâmica) podem ser decompostas em dois componentes, segundo Barros et al(2009):

- α) efeito distribuição ( $\Delta D$ ): se refere à contribuição nas mudanças na distribuição das circunstâncias para a mudança do IOH;
- β) efeito escala ( $\Delta \bar{p}$ ): se refere à contribuição de uma variação proporcional na taxa de cobertura de todos os grupos.

Neste artigo, em que se calcula o IOH para 2002 (antes das ações afirmativas e primeiro ano em que a Pnad coleta a dependência administrativa da instituição de ensino) e para 2011 (quase 10 anos após a implementação, ano mais recente disponível), a mudança temporal no IOH pode ser decomposta da seguinte forma:

$$\Delta_{2011, 2002} = IOH_{2011} - IOH_{2002} = \Delta \bar{p} + \Delta D \quad (2.5)$$

Onde o efeito escala e o efeito distribuição são definidos como segue:

$$\Delta \bar{p} = \bar{p}_{2011} (1 - D_{2002}) - \bar{p}_{2002} (1 - D_{2002}) \quad (2.6)$$

$$\Delta D = \bar{p}_{2011} (1 - D_{2011}) - \bar{p}_{2011} (1 - D_{2002}) \quad (2.7)$$

Outra propriedade do índice D, e por consequência do IOH, é que ele é uma função do conjunto de circunstâncias consideradas, mas, claramente, do número de grupos de circunstâncias consideradas. Mais formalmente, considere o índice de dissimilaridade D calculado a partir do vetor de circunstâncias  $x$ :  $D=D(x)$ . Se mais circunstâncias são adicionadas, por exemplo, vetor  $z$ , o índice de dissimilaridade para uma oportunidade irá aumentar, ou seja:

$$D(x) \leq D(x, z) \quad (2.8)$$

O resultado acima significa que o índice D não pode ser menor, mesmo que circunstâncias em falta são adicionadas ao conjunto inicial de circunstâncias, isto é, o índice D será sempre um limite inferior do nível de dissimilaridade que se poderia obter no caso da perfeita observação das circunstâncias. A consequência dessa propriedade é que o índice IOH, assim como qualquer outra medida de igualdade de oportunidades, subestima o grau de desigualdade de oportunidade e que a presente injustiça no acesso ao bem e serviço em questão pode ser maior do que a detectada pelo índice IOH.

Vega et al (2010) fazem uma ressalva ao IOH: não se trata de uma medida direta da desigualdade de oportunidade, mas uma medida que revela como as oportunidades em questão estão disponíveis e são alocadas numa sociedade com base no princípio da igualdade. Peragine (2011) também apresenta algumas reticências sobre a consistência do índice IOH com a teoria da igualdade de oportunidades, mas elogia o índice por resumir em uma única medida a extensão das oportunidades agregadas para determinado país como avaliação de justiça em termos de como as oportunidades são distribuídas.

## 2.2.A contribuição de cada circunstância na desigualdade: a decomposição de Shapley

Políticas de ação afirmativa (cotas ou bônus; “raciais” ou “sociais”) têm sido implementadas no Brasil nos últimos dez anos com o objetivo de reduzir a desigualdade de oportunidades, por meio do aumento da probabilidade de acesso de grupos desfavorecidos ao ensino superior. Em abril de 2012, o STF declarou constitucional a reserva de vagas no ensino superior para afrodescendentes. Nesta seção, vamos apresentar a metodologia que mensura a contribuição da cor da pele e outras características circunstanciais na desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior. A decomposição do índice de desigualdade é uma ferramenta padrão para quantificar o impacto de variáveis (circunstâncias) na desigualdade.

Segundo Litchfield (1999), a técnica de decomposição de índices de desigualdade foi iniciada por Bourguignon (1979), sendo seguido por Cowell (1980) e Shorrocks (1980).

Existem três técnicas de decomposição:

- a) Por subgrupos da população: o objetivo desta decomposição é separar a desigualdade total na distribuição entre grupos ( $I_b$ ) e intra-grupos ( $I_w$ ). Esta técnica de decomposição foi aplicada por Dill e Gonçalves (2011) ao índice de Dissimilaridade  $D$  e ao IOH no acesso a serviços como energia elétrica, água limpa, saneamento e escola.
- b) Decomposição dinâmica: considera mudanças no nível de desigualdade ao longo do tempo e as classifica em efeito distribuição e efeito escala. Foi esta a utilizada por Barros et al (2009).
- c) Decomposição por fator: considera as fontes e/ou fatores que determinam uma variável e mensura a contribuição de cada uma delas. Foi a escolhida por Hoyos e Narayan (2012) na decomposição do IOH entre crianças para examinar o quanto o gênero contribui para a desigualdade no acesso aos serviços essenciais de frequência escolar e vacinação.

Neste artigo, optou-se pela terceira técnica de decomposição porque, segundo Shorrocks (1999), esse procedimento pode ser utilizado sempre que se deseje avaliar a importância relativa das variáveis circunstanciais no índice de desigualdade, que é o que se deseja neste estudo.

Essa decomposição por fator teve originalmente como inspiração a composição da renda total de um indivíduo, geralmente composta por mais de uma fonte: rendimentos do trabalho, rendimentos de capital, transferências públicas e privadas etc. Seguindo esse exemplo, vamos definir o vetor total de rendas  $y$  de uma população de tamanho  $n$  como a soma das rendas  $y_1, y_2, \dots, y_n$  onde  $n$  é o tamanho da população. Seja  $I(y)$  uma estimativa da desigualdade na distribuição da renda. Uma regra natural de decomposição permite descrever o índice de desigualdade como uma soma ponderada da renda, de acordo com Shorrocks (1982):

$$I(y) = \sum_{i=1}^n a_i(y) \cdot y_i \quad (2.9)$$

onde  $a_i$  é o peso,  $y_i$  é a renda,  $i$  é indivíduo

Sob essa estrutura, a contribuição proporcional ou relativa da fonte ou fator  $k$  ( $s^k$ ) na desigualdade total será calculada por:

$$s^k = \frac{S^k}{I(y)} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i(y) \cdot y_i^k}{\sum_{i=1}^n a_i(y) \cdot y_i} \quad \text{onde } S^k \text{ é a contribuição absoluta} \quad (2.10)$$

Um resultado imediato da razão (2.10) é que  $\sum_k s^k = 1$ . Para exemplificar, no caso do índice de Gini ( $I_{Gini}$ ) teremos a contribuição relativa do fator k medida por ( $s_{Gini}^k$ ) e calculada por:

$$s_{Gini}^k = \frac{S_{Gini}^k}{I_{Gini}} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) \cdot y_i^k}{\sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right) \cdot y_i} \quad (2.11)$$

De acordo com Sastre e Trannoy (2012), a contribuição absoluta da fonte k de acordo com a decomposição de Shapley por fator é dada por:

$$S^k = \sum \frac{(s-1)!(j-s)!}{j!} [I(y(S)) - I(y(S - \{k\})] \quad (2.12)$$

Traduzindo a contribuição absoluta de um fator k para a contribuição absoluta de uma circunstância A que é relevante para a composição do índice de dissimilaridade (D), de acordo com Hoyos e Narayan (2012):

$$S^k = \sum_{j=0}^{s-1} \frac{(s-1)!}{j!} [D(SU\{A\}) - D(S - \{k\})] \quad (2.13)$$

Onde:

C é o conjunto de todas as circunstâncias, que contém c circunstâncias;

S é o subconjunto de C que contém s circunstâncias;

$D(SU\{A\})$  é o índice de dissimilaridade calculado no conjunto de circunstância S e A;

$D(S)$  é o índice de dissimilaridade calculado com o conjunto de circunstâncias S.

Para ilustrar melhor a equação (2.13) suponha que o índice de dissimilaridade é calculado usando três circunstâncias:  $C_1$ ,  $C_2$  e  $C_3$ . Dado que as circunstâncias são correlacionadas entre si, o impacto marginal dependerá que qual conjunto pré-existente de circunstâncias  $C_1$  é adicionado: se  $C_1$  é adicionado ao conjunto  $\{C_2, C_3\}$ ;  $\{C_2\}$  ou  $\{C_3\}$ . Portanto, o impacto da adição da circunstância  $C_1$  será dado por:

$$S^1 = \frac{2}{6} [D(C_1, C_2, C_3) - D(C_2, C_3)] + \frac{1}{6} [D(C_1, C_2) - D(C_2)] + \frac{1}{6} [D(C_1, C_3) - D(C_3)] + \frac{2}{6} [D(C_1) - 0] \quad (2.14)$$

A contribuição relativa da circunstância  $C_1$  de acordo com a decomposição de Shapley por fator será:

$$s_{D-indice}^1 = \frac{S^1}{D} \quad \text{onde } D \text{ é o índice de dissimilaridade} \quad (2.15)$$

### 3. Dados

A base de dados selecionada para a mensuração da desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do IBGE. Dois motivos justificam essa escolha: primeiro, por ser uma pesquisa domiciliar de abrangência nacional e de periodicidade anual; segundo por investigar simultaneamente diversas características da população tais como educação, trabalho, rendimento e habitação, além de migração, fecundidade e características gerais dos domicílios.

O ano de 2011 foi selecionado por ser o ano mais recente disponível da Pnad. Escolhemos o ano de 2002 por ser a primeira Pnad a coletar a informação do tipo de escola ou instituição de ensino que o aluno está cursando (se pública ou privada) e também por ser a última Pnad antes do advento das políticas de ação afirmativa no ingresso ao ensino superior. No Brasil, as cotas foram instituídas pela primeira vez em 2001, na Universidade Estadual do Rio de Janeiro (UERJ) mas foram implementadas em 2003.

Como o nosso objeto de estudo são os fatores determinantes do acesso ao ensino superior, foram utilizados os seguintes filtros:

- Pessoas que moram em regiões urbanas;
- Que possuem entre 11 e 14 anos de estudo, isto é, que possuem o ensino médio completo como nível de instrução mais alto alcançado. Em 2011 tínhamos 38,9 milhões nesta situação escolar (24,2% do total da população urbana).
- Entre 17 e 29 anos de idade, o que representa 75% dos matriculados no ensino superior em 2011. Segundo o Mec/Inep, a faixa etária adequada/correta para se cursar o ensino superior no Brasil é entre 18 e 24 anos. Decidimos expandir essa faixa etária por causa do atraso escolar no ensino fundamental e médio e do grande estoque de pessoas sem ensino superior no Brasil. Outro motivo para a expansão da faixa etária é para a inclusão da idade média dos estudantes do ensino superior: 26,3 anos em 2011.
- Que são filhos na unidade domiciliar. Tivemos que usar esse filtro para poder capturar a instrução do chefe do domicílio na base de dados da Pnad. Outra justificativa é que, sendo filho na unidade domiciliar, o indivíduo não tem a obrigação de sustentar uma família e por isso tem mais opção entre escolher cursar uma universidade ou entrar no mercado de trabalho. Como o nosso objetivo neste capítulo é analisar o acesso ao ensino superior da demanda potencial, achamos que os filhos na unidade domiciliar pertencem a este grupo<sup>5</sup>. São filhos 54,0% das pessoas urbanas entre 17 e 29 anos de idade que possuem ensino médio completo.

As pessoas com características diferentes das citadas acima foram eliminadas da base de dados. A base de dados (ponderada) em 2002 totalizou 7,2 milhões de pessoas em 2002 e 9,7 milhões de pessoas em 2011. Com a aplicação dos filtros acima, acreditamos que estamos tratando da demanda potencial ao acesso ao ensino superior no Brasil.

---

<sup>5</sup> Os dados da Pnad de 2011 comprovam esta hipótese. Entre as pessoas urbanas, de 17 a 29 anos de idade que estão matriculadas no ensino superior, 69,5% são filhos na unidade domiciliar; 10,8% são as pessoas de referência, 10,3% são outro parente e 7,4% são cônjuges.

Segundo Hojos e Narayan (2012), para calcular o IOH para oportunidades de educação e saúde, além de uma pesquisa domiciliar (que é o caso da Pnad), é apropriado ter um conjunto mínimo de informações a nível individual, como gênero, localização (urbano/rural ou regionais), características dos pais, alguma medida do status socioeconômico do domicílio (rendimento, consumo ou riqueza). As características das pessoas consideradas como circunstâncias para analisar a probabilidade de acesso ao ensino superior foram:

- Gênero (duas categorias), medida por uma variável binária: 1 se mulher e 0 se homem;
- Etnia (duas categorias), medida por uma variável binária: 1 se branco ou amarelo e 0 se negro (preto, pardo ou mulato) ou indígena;
- Local de residência (cinco categorias), medida por quatro variáveis binárias regionais, com a região Nordeste como categoria base para analisar o efeito da oferta do ensino superior na concorrência de ingresso nos cursos;
- Nível de educação do chefe do domicílio (três categorias), medida por duas variáveis binárias, tendo ensino fundamental como categoria base como *proxy* para a origem familiar e *background* cultural da família.
- Grupo de riqueza da familiar que o indivíduo pertence, medido pelo rendimento domiciliar *per capita* (duas categorias): até 1,5 salários-mínimos ou mais de 1,5 salários-mínimos. Esta variável indica o status social ou a riqueza do domicílio. Foi medida com 1,5 salários mínimos porque esse é o critério utilizado para os beneficiados das ações afirmativas nas universidades federais e estaduais e também pelo programa Universidade para Todos (ProUni) para as instituições privadas do ensino superior.

Estas características pessoais consideradas como circunstâncias não são as únicas possíveis. Mas são as que estão disponíveis na base de dados utilizada. Por isso, no cálculo do índice de oportunidades humanas, temos a consciência de que se trata de um “lower bound”, ou seja, de uma cota inferior da medida dado o número limitado de circunstâncias utilizadas.

A Tabela 1 apresenta uma breve perfil do grupo aqui denominado “demanda potencial ao ensino superior”, segundo suas circunstâncias, nos últimos 10 anos. Em números absolutos, a demanda potencial ao ensino superior aumentou 34% no período e o número de matriculados entre 2002 e 2011 aumentou 40,6%. Em números relativos, apenas 28,8% da demanda potencial ao ensino superior estavam matriculados em 2002 e este patamar se manteve em 2011 com apenas 29,3% da demanda. Com relação à cor ou raça do indivíduo, em termos absolutos, a demanda potencial ao ensino superior dos negros duplicou entre 2002 e 2011 e a matrícula no ensino superior deste grupo aumentou 2,4 vezes, passando de 406 mil pessoas em 2002 para 995 mil pessoas em 2011.

Para fins comparativos, nos Estados Unidos, que possuem ações afirmativas para minorias há 30 anos, apenas 5,75% dos candidatos a uma vaga nas faculdades e universidades mais seletivas eram negros em 1989 (Boyer e Bok, 2004). O Brasil que possui uma proporção da população negra muito maior, representando 48% da demanda

potencial em 2011 (4,4 milhões sobre 9,70 milhões), instituiu reserva de vagas para os negros em todas as universidades federais apenas em 2012 com a “Leis das Cotas”.

Com relação à origem familiar, o volume da demanda potencial com chefe do domicílio com ensino médio como nível mais alto de educação aumentou 1,7 vezes entre 2002 e 2011 e a matrícula deste grupo no ensino superior aumentou 1,5 vezes, passando de 697 mil pessoas em 2002 para um milhão em 2011. Entretanto, em termos relativos, a maior incidência de matrícula no ensino superior é observada em filhos com chefe com ensino superior: 69,7% da demanda potencial estava matriculada no ensino superior em 2002 e 61,5% deste grupo em 2011 em comparação aos filhos com chefe com ensino médio: 41,4% em 2002 e 37,5% em 2011 respectivamente.

Para captar o efeito dos recursos do domicílio disponíveis para o acesso ao ensino superior, apesar do aumento expressivo da demanda potencial com até 1,5 salário mínimo de renda domiciliar *per capita* no período, apenas 19,1% deste grupo garantiu sua matrícula no ensino superior em 2011.

Em suma, as categorias de circunstâncias que mais evoluíram no período entre 2002 e 2011 em termos de demanda e número de matrículas no ensino superior foram os pretos/pardos/mulatos, os residentes da região Norte, as pessoas com pai com ensino médio completo e também as pessoas com renda domiciliar *per capita* de até 1,5 sm. Mas o ingresso no ensino superior é maior, em termos relativos, para os indivíduos com renda domiciliar *per capita* superior a 1,5 sm e com pai com ensino superior, indicando a forte relação entre matrícula no ensino superior com pai muito instruído e com alto nível social.

**Tabela 1. Perfil da demanda potencial ao ensino superior – Brasil –2002 e 2011**

| Circunstâncias        | Categoria          | Demanda Potencial ao Ensino Superior, em 1.000 pessoas <sup>1</sup> |                  |      |              |                  |      |
|-----------------------|--------------------|---------------------------------------------------------------------|------------------|------|--------------|------------------|------|
|                       |                    | 2002                                                                |                  |      | 2011         |                  |      |
|                       |                    | Total                                                               | Matriculados IES |      | Total        | Matriculados IES |      |
|                       |                    |                                                                     | Nº               | %    |              | Nº               | %    |
| Total                 |                    | <b>7.238</b>                                                        | 2.081            | 28,8 | <b>9.702</b> | 2.845            | 29,3 |
| Sexo                  | Homem              | <b>3.421</b>                                                        | 920              | 26,9 | <b>4.829</b> | 1.249            | 25,9 |
|                       | Mulher             | <b>3.817</b>                                                        | 1.161            | 30,4 | <b>4.873</b> | 1.596            | 32,8 |
| Etnia                 | Branco,Amarelo     | <b>4.754</b>                                                        | 1.676            | 35,2 | <b>5.286</b> | 1.850            | 35,0 |
|                       | Preto,Pardo,Mulato | <b>2.483</b>                                                        | 406              | 16,3 | <b>4.417</b> | 995              | 22,5 |
| Região de Residência  | Norte              | <b>357</b>                                                          | 85               | 23,9 | <b>595</b>   | 169              | 28,4 |
|                       | Nordeste           | <b>1.338</b>                                                        | 321              | 24,0 | <b>2.142</b> | 563              | 26,3 |
|                       | Sudeste            | <b>4.013</b>                                                        | 1.117            | 27,8 | <b>4.946</b> | 1.363            | 27,6 |
|                       | Sul                | <b>1.036</b>                                                        | 382              | 36,9 | <b>1.306</b> | 473              | 36,2 |
|                       | Centro-Oeste       | <b>494</b>                                                          | 176              | 35,6 | <b>713</b>   | 276              | 38,8 |
| Escolaridade Do chefe | Até Fundamental    | <b>4.678</b>                                                        | 788              | 16,8 | <b>5.745</b> | 1.102            | 19,2 |
|                       | Médio              | <b>1.685</b>                                                        | 697              | 41,4 | <b>2.862</b> | 1.073            | 37,5 |
|                       | Superior           | <b>848</b>                                                          | 591              | 69,7 | <b>1.083</b> | 667              | 61,5 |
| Renda Dom.            | Até 1,5 sm         | <b>3.138</b>                                                        | 346              | 11,0 | <b>5.661</b> | 1.082            | 19,1 |
| <i>Per capita</i>     | Mais de 1,5 sm     | <b>3.865</b>                                                        | 1.633            | 42,3 | <b>3.316</b> | 1.528            | 46,1 |

Fonte: IBGE, Microdados das Pnads 1999, 2002 e 2011.

Nota: <sup>1</sup> Pessoas que vivem em áreas urbanas, entre 11 e 14 anos de estudo (ensino médio completo como nível de instrução mais alto alcançado), entre 17 e 29 anos de idade e filho como posição no domicílio.

<sup>2</sup> O salário mínimo nominal vigente na época da pesquisa (setembro) era: 200 reais em 2002 e 545 reais em 2011. Os pontos de corte (1,5 sm) foram: 300 reais em 2002 e 817,5 reais em 2011.



## 4. Resultados

O primeiro passo para o cálculo do IOH é obter as probabilidades condicionais de acesso à oportunidade em questão, que neste trabalho consiste em ingressar numa instituição de educação superior (IES) com base nas suas circunstâncias. Como o nível de concorrência entre as IES públicas é muito maior do que nas IES privadas, gostaríamos de estimar duas regressões logísticas separadas: uma para as IES públicas e outra para as privadas. Os microdados da Pnad de 2002 e 2011 trazem essa informação da dependência administrativa da escola/IES que a pessoa está cursando.

Antes de estimar o modelo, precisamos lembrar que a Pnad é uma pesquisa que utiliza um plano amostral complexo e isso implica a necessidade de alguns procedimentos na estimação de modelos estatísticos. Por isso, a estimação dos modelos econométricos foi feita com correção nos pesos amostrais (ou fatores de expansão) fornecidos pela base de dados.

Precisamos estimar um modelo onde  $Y$  é a variável dependente binária, que assume o valor 1 se o indivíduo teve acesso à oportunidade que é ingressar no ensino superior e 0 se não teve. Os dois modelos mais comuns para estimar variável dependente binária são o probit binário e o logit binário. O modelo logit usa a função logística acumulada e o modelo probit usa a função de distribuição acumulada da normal. Graficamente, a função logística tem as caudas ligeiramente mais achatadas, ou seja, a função acumulada da normal se aproxima do eixo mais rapidamente do que a curva logística. Em geral, o modelo logit é preferido ao probit devido à interpretação dos parâmetros usando a razão de chances.

A equação 4.1 apresenta o modelo logit na forma linear nos parâmetros. A matriz  $X$  é formada pelos vetores  $x_i$  que representam as circunstâncias disponíveis na Pnad e utilizada na pesquisa e  $\beta_j$  representa os  $k+1$  parâmetros que serão estimados pelo modelo. O  $\pi(x_i)$  é uma simplificação da notação, que representa a média condicional de  $Y$  dado  $X$  quando a distribuição logística é utilizada.

$$\ln\left(\frac{\pi(x_i)}{1-\pi(x_i)}\right) = \ln\left(\frac{P(Y_i = 1 / X = (x_1, x_2, \dots, x_k))}{P(Y_i = 0 / X = (x_1, x_2, \dots, x_k))}\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{i,j} \quad (4.1)$$

$$\text{onde } \pi(x_i) = E(Y / X) = \frac{e^{\beta_0 + \sum \beta_j x_{ij}}}{1 + e^{\beta_0 + \sum \beta_j x_{ij}}}$$

A Tabela 2 apresenta os coeficientes estimados, seu nível de significância e sua razão de chances  $\exp(\beta)$ . Como o modelo de regressão é o logit, podemos interpretar seus coeficientes por meio da razão de chances,  $\exp(\beta)$ . Observe-se que a circunstância que obteve coeficiente com maior valor para o acesso aos cursos de graduação no Brasil em todos os anos foi a chefe\_esuperior, que significa que domicílio com chefe com ensino superior possui uma chance de ingressar é 6,7 vezes maior que a de não ingressar em 2002 e 4,1 vezes em 2011. O segundo fator que mais contribuiu para o ingresso, em todos os anos, é o fato de o indivíduo pertencer a um domicílio mais rico, quando analisamos o ingresso no curso de graduação como um todo (público e privado). Separando o ingresso entre as instituições públicas e privadas em 2002, o fator que mais contribuiu para o

ingresso na instituição pública foi o fato de o chefe do domicílio ter instrução superior e depois o nível de renda, tanto na pública quanto na privada, indicando que as características educacionais do pai e a renda domiciliar são as que mais importam para o ingresso no ensino superior no Brasil.

**Tabela 2. Resultados da estimação da Regressão Logística, por categoria administrativa da IES – Brasil –2002 e 2011**

| Variáveis/ Circunstâncias | Todas as IES |                |           |                | IES Públicas |                |          |                |
|---------------------------|--------------|----------------|-----------|----------------|--------------|----------------|----------|----------------|
|                           | 2002         |                | 2011      |                | 2002         |                | 2011     |                |
|                           | $\beta$      | Exp( $\beta$ ) | $\beta$   | Exp( $\beta$ ) | $\beta$      | Exp( $\beta$ ) | $\beta$  | Exp( $\beta$ ) |
| Mulher                    | ,376 *       | 1,456          | ,494 *    | 1,638          | ,215 *       | 1,240          | ,376 *   | 1,457          |
| Branco/Amarelo            | ,583 *       | 1,792          | ,350 *    | 1,419          | ,446 *       | 1,561          | ,441 *   | 1,554          |
| Região Norte              | -,013        |                | ,109      |                | ,029         |                | ,030     |                |
| Região Sudeste            | -,232 *      | ,793           | -,239 *   | ,787           | -1,038 *     | ,354           | -,829 *  | ,436           |
| Região Sul                | ,143 **      | 1,153          | -,044     |                | -,632 *      | ,532           | -,597 *  | ,550           |
| Região C-Oeste            | ,208 *       | 1,231          | ,347 *    | 1,414          | -,145        |                | ,034     |                |
| Chefe_EMédio              | ,925 *       | 2,521          | ,726 *    | 2,067          | 1,018 *      | 2,769          | ,782 *   | 2,185          |
| Chefe_ESuperior           | 1,911 *      | 6,762          | 1,433 *   | 4,191          | 2,079 *      | 8,000          | 1,807 *  | 6,090          |
| Renda_>1,5 SM             | 1,353 *      | 3,869          | 1,013 *   | 2,755          | ,897 *       | 2,452          | ,736 *   | 2,087          |
| Constante                 | -2,826 *     | ,059           | -2,096 *  | ,123           | -3,182 *     | ,042           | -3,012 * | ,049           |
| Chi-Quadrado (p-valor)    | 3864,19      |                | 17372,376 |                | 1356,72      |                | 1061,475 |                |
| Nagelkerke R <sup>2</sup> | 0,315        |                | ,204      |                | 0,212        |                | ,161     |                |
| % Y estimado corretamente | 77,27        |                | 73,9      |                | 89,48        |                | 89,3     |                |

**Continuação**

| Variáveis/ Circunstâncias | IES Privadas |                |          |                |
|---------------------------|--------------|----------------|----------|----------------|
|                           | 2002         |                | 2011     |                |
|                           | $\beta$      | Exp( $\beta$ ) | $\beta$  | Exp( $\beta$ ) |
| Mulher                    | ,449 *       | 1,567          | ,550 *   | 1,734          |
| Branco/Amarelo            | ,648 *       | 1,911          | ,312 *   | 1,367          |
| Região Norte              | -,057        | ,944           | ,131     | -              |
| Região Sudeste            | ,188 *       | 1,206          | -,012    | -              |
| Região Sul                | ,553 *       | 1,738          | ,186 *   | 1,204          |
| Região C-Oeste            | ,449 *       | 1,567          | ,470 *   | 1,601          |
| Chefe_EMédio              | ,904 *       | 2,469          | ,702 *   | 2,018          |
| Chefe_ESuperior           | 1,873 *      | 6,505          | 1,307 *  | 3,695          |
| Renda_>1,5 SM             | 1,603 *      | 4,968          | 1,119 *  | 3,062          |
| Constante                 | -3,730 *     | ,024           | -2,595 * | ,075           |
| Chi-Quadrado (p-valor)    | 3476,83      |                | 2069,142 |                |
| Nagelkerke R <sup>2</sup> | 0,331        |                | ,195     |                |
| % Y estimado corretamente | 80,91        |                | 77,8     |                |

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da Pnad.

Nota: \* indica significância ao nível 1%, \*\* indica significância a 5% e – indica não significativo.

A tabela 2 também apresentou algumas estatísticas dos testes de validação do modelo. A rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes (exceto a constante) são conjuntamente iguais a zero possui a interpretação análoga ao teste global F do modelo de regressão linear múltiplo: que pelo menos um dos coeficientes é diferente de zero. Hosmer e Lemeshow(1989) desenvolveram um teste que compara as frequências observadas e as esperadas do modelo ajustado e aplica o teste de qui-quadrado para verificar se as

freqüências estimadas estão próximas das freqüências observadas. O  $R^2$  de Nagelkerke é um índice da razão de verossimilhança, calculado por  $R^2 = 1 - \frac{\ln L(\text{Modelo Completo})}{\ln L(\text{Modelo Intercepto})}$ . Com todas essas estatísticas, podemos concluir que os modelos estimados passaram pelo teste de validação.

Com os coeficientes estimados, pode-se obter para cada indivíduo da amostra sua probabilidade prevista de acesso ao ensino superior  $\hat{p}_i$ :

$$\hat{p}_i = \frac{\exp\left(\hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j x_{i,j}\right)}{1 + \exp\left(\hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j x_{i,j}\right)} \quad (4.2)$$

Usando as probabilidades previstas na equação (4.2) e os pesos amostrais  $w_i$ , calculamos a taxa média de acesso ao ensino superior  $\bar{p}$ , também conhecida como a taxa global de cobertura prevista:

$$\bar{p} = \sum_{i=1}^n w_i \cdot \hat{p}_i \quad (4.3)$$

Com o número de categorias em cada circunstância (sexo=2, etnia=2, região=5, educação do chefe=3, grupos de quintos de rendimento=2) podemos combinar todas essas categorias em 120 grupos (2x2x5x3x2) e assim estimar a probabilidade média prevista de ingresso dos indivíduos ao ensino superior em cada grupo  $k$ . Os grupos cuja probabilidade média de ingresso ( $p_k$ ) é inferior à probabilidade média de acesso ( $\bar{p}$ ) são chamados de grupos de “pessoas vulneráveis no que se refere ao acesso ao ensino superior”. Ordenando as probabilidades de acesso de cada grupo do menor para o maior, obtemos os gráficos 1 e 2 (Apêndice). Observe-se que a área dos grupos “não vulneráveis” no tocante ao ensino superior, isto é, com acesso ao ensino superior, aumentou de 2002 para 2011 com a inclusão de 32 grupos de circunstâncias (71 para 84). Em 2002, observamos 49 grupos “vulneráveis”. Já em 2011, o número de grupos “vulneráveis” no tocante ao acesso ao ensino superior diminuiu para 36.

Os gráficos 3 e 4 apresentam a distribuição da probabilidade de acesso aos cursos de graduação para as instituições públicas e os gráficos 5 e 6 das privadas. Nota-se nos gráficos 4 e 6 como é baixa a cobertura das instituições públicas (0,1130 em 2011) comparada à cobertura das instituições privadas (0,2382 em 2011). Observe também que, em termos de variação de grupos “não vulneráveis”, isto é, com acesso ao ensino superior, as instituições públicas incluíram apenas 5 grupos entre 2002 e 2011 (gráficos 3 e 4) enquanto as instituições privadas incluíram 11 grupos no mesmo período, que antes não tinham acesso ao ensino superior (gráficos 5 e 6).

#### 4.1. Grupos sociais “não vulneráveis” no tocante ao ensino superior em 2011

A Tabela 3 apresenta as características dos cinco grupos que eram “vulneráveis” no tocante ao acesso ao ensino superior público em 2002 e deixaram de ser em 2011. São os grupos que ficaram na berlinda, à esquerda da linha perpendicular no primeiro Gráfico 3 e à direita da linha perpendicular no segundo Gráfico 4. Observe estes grupos são constituídos em sua maioria por mulheres negras com renda domiciliar *per capita* superior a 1,5 salário mínimo e também por mulheres brancas da região Sul com chefe com ensino médio ou com renda superior a 1,5 salário-mínimo.

**Tabela 3. Características dos 5 grupos “vulneráveis” ao ensino superior público em 2002 e “não vulneráveis” ao ensino superior público em 2011**

| Grupo | Características do grupo |             |        |           |                                    |
|-------|--------------------------|-------------|--------|-----------|------------------------------------|
|       | Sexo                     | Cor ou raça | Região | Ed.Chefe  | Renda Domiciliar <i>per capita</i> |
| 107   | homem                    | Preta/parda | SE     | ESup.     | Até 1,5 sm                         |
| 21    | mulher                   | Branca      | Sul    | EMédio    | Até 1,5 sm                         |
| 46    | mulher                   | Preta/parda | SE     | EMédio    | > 1,5 sm                           |
| 56    | mulher                   | Preta/parda | C-O    | Até Fund. | > 1,5 sm                           |
| 20    | mulher                   | Branca      | Sul    | Até Fund  | >1,5 sm                            |

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da Pnad.

Com relação aos grupos “vulneráveis” ao ensino superior privado em 2002 e deixaram de ser em 2011 podemos destacar que em sua maioria eram mulheres com renda superior a 1,5 sm, com chefe com até o ensino fundamental.

**Tabela 4. Características dos grupos que tiveram acesso ao ensino superior privado em 2011**

| Grupo | Características do grupo |            |        |           |                                         |
|-------|--------------------------|------------|--------|-----------|-----------------------------------------|
|       | Sexo                     | Etnia      | Região | Ed.Chefe  | Rendimento Domiciliar <i>per capita</i> |
| 3     | mulher                   | branca     | NO     | EMédio    | Até 1,5sm                               |
| 9     | mulher                   | branca     | NE     | EMédio    | Até 1,5 sm                              |
| 15    | mulher                   | branca     | SE     | EMédio    | Até 1,5 sm                              |
| 32    | mulher                   | Não branco | NO     | Até EFund | > 1,5 sm                                |
| 38    | mulher                   | Não branco | NE     | Até EFund | > 1,5 sm                                |
| 57    | mulher                   | Não branco | CO     | EMédio    | Até 1,5 sm                              |
| 62    | homem                    | branco     | NO     | Até EFund | > 1,5 sm                                |
| 87    | homem                    | Branco     | CO     | EMédio    | Até 1,5 sm                              |
| 71    | homem                    | Branco     | NE     | ESup      | Até 1,5 sm                              |
| 116   | homem                    | Não branco | CO     | Até EFund | > 1,5 sm                                |
| 44    | homem                    | Não branco | SE     | EMédio    | > 1,5 sm                                |

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da Pnad.

Observamos então que os fatores que mais se destacaram com relação à não vulnerabilidade no acesso ao ensino superior no período analisado estão relacionados ao *background* familiar, isto é, ter chefe instruído ou com alto nível de renda domiciliar *per capita*.

#### 4.2. Índice de igualdade de oportunidades ao acesso ao ensino superior

Agora podemos calcular o índice de dissimilaridade (D) relativo ao acesso ao ensino superior, que mede qual proporção do total de oportunidades deveria ser realocada para restabelecer a igualdade de oportunidades. O cálculo do índice D é baseado nos grupos com oportunidade de acesso ao ensino superior, isto é, os “não vulneráveis” ( $p_k > \bar{p}$ ):

$$D = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_{k=1}^K w_k \cdot (\bar{p} - p_k) \quad (4.4)$$

$$IOH = \bar{p}(1 - D) \quad (4.5)$$

Os componentes D e  $\bar{p}$  foram combinados segundo a equação (3.5) para gerar o IOH (Tabela 5). O índice de dissimilaridade (D) em 2002 indica que, para alcançar a igualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior, 15,79% das pessoas deveriam ser realocadas – isto é, deveriam ceder seus lugares na universidade ou ocupar esses lugares cedidos.). O índice de dissimilaridade de 2011 cai para 12,34%, o que indica que houve realocação de oportunidade dos grupos “não vulneráveis” para os grupos “vulneráveis”. A disponibilidade do ensino superior para a sociedade (taxa de cobertura) aumentou de 28,29% em 2001 para 29,07% em 2011, e a desigualdade no acesso ao ensino superior reduziu-se, o que resulta em um IOH maior em 2011.

**Tabela 5 . IOH no acesso ao ensino superior e seus componentes – Brasil –2002 e 2011**

| Indicadores    |              | Total         |               | Públicas      |               | Privadas      |               |
|----------------|--------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
|                |              | 2002          | 2011          | 2002          | 2011          | 2002          | 2011          |
| Grupos Sociais | Sem acesso   | 49            | 36            | 46            | 41            | 64            | 43            |
|                | Com acesso   | 71            | 84            | 74            | 79            | 56            | 77            |
|                | <b>Total</b> | <b>120</b>    | <b>120</b>    | <b>120</b>    | <b>120</b>    | <b>120</b>    | <b>120</b>    |
| Cobertura      | Mínima       | 0,0421        | 0,0845        | 0,0125        | 0,0202        | 0,0217        | 0,0656        |
|                | Máxima       | 0,8293        | 0,8198        | 0,6288        | 0,5928        | 0,7875        | 0,7556        |
|                | <b>Média</b> | <b>0,2829</b> | <b>0,2907</b> | <b>0,1141</b> | <b>0,1130</b> | <b>0,2352</b> | <b>0,2382</b> |
| D              |              | 0,1579        | 0,1234        | 0,2010        | 0,1668        | 0,1791        | 0,1391        |
| IOH            |              | <b>0,2382</b> | <b>0,2548</b> | <b>0,0912</b> | <b>0,0942</b> | <b>0,1930</b> | <b>0,2051</b> |

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da Pnad.

Entretanto, o IOH para o acesso ao ensino superior está muito longe da situação ideal (IOH= 1) que ocorre quando o acesso é universal ( $\bar{p} = 1$ ) e não há desigualdade no acesso ( $\bar{p} = p_k \Rightarrow D = 0$ ). O IOH calculado evidencia quão distante está o Brasil de um acesso amplo e igualitário ao ensino superior, indicando como as características pessoais

impactam na probabilidade de ter acesso a este nível de ensino. Para se ter uma idéia desta reduzida igualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior comparado com outros níveis educacionais e serviços, vamos comparar o resultado encontrado aqui com o de Dill e Gonçalves (2012), que utilizaram a Pnad e a mesma metodologia de Barros et al (2009). Com relação ao componente Educação, eles consideraram a probabilidade de se completar a sexta série na idade adequada. Observe que houve aumento de cobertura deste componente de 62,12% em 1999 para 73,16% em 2009 (Tabela 6). Também observaram uma redução na desigualdade no acesso a este componente educacional, o que resultou em um IOH maior em 2009, alcançando 0,6984. Entre os componentes analisados, o que alcançou maior IOH foi acesso à eletricidade no domicílio, que com uma cobertura de 98,22% dos domicílios em 2009 e uma desigualdade no acesso a este serviço muito baixa (1,18%), alcançou um IOH de 97,06%, muito próximo de 100%.

**Tabela 6 . IOH no acesso à educação básica, saneamento, água e energia e seus componentes – Brasil – 1999 e 2009**

| Ano  | Indicadores     | Educação      | Saneamento    | Água          | Energia       |
|------|-----------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 1999 | Cobertura       | 0,6212        | 0,4407        | 0,8042        | 0,9332        |
|      | Dissimilaridade | 0,0895        | 0,2419        | 0,1118        | 0,0472        |
|      | <b>IOH</b>      | <b>0,5656</b> | <b>0,3341</b> | <b>0,7143</b> | <b>0,8892</b> |
| 2009 | Cobertura       | 0,7316        | 0,4926        | 0,8920        | 0,9822        |
|      | Dissimilaridade | 0,0452        | 0,2021        | 0,0624        | 0,0118        |
|      | <b>IOH</b>      | <b>0,6984</b> | <b>0,3930</b> | <b>0,8364</b> | <b>0,9706</b> |

Fonte: Dill e Gonçalves(2012). Microdados da Pnad.

A mudança do IOH ao longo do tempo, isto é, de 2002 a 2011, também medido por  $\Delta_{2011, 2002} = IOH_{2011} - IOH_{2002}$ , pode ser decomposta em dois componentes:

- **Efeito escala**, que se refere à contribuição de uma variação na taxa de cobertura e calculada por:  $\Delta\bar{p} = \bar{p}_{2011}(1 - D_{2002}) - \bar{p}_{2002}(1 - D_{2002}) = 0,0065$
- **Efeito distribuição**, que se refere à contribuição nas mudanças da distribuição das circunstâncias para mudanças no IOH:

$$\Delta D = \bar{p}_{2011}(1 - D_{2011}) - \bar{p}_{2011}(1 - D_{2002}) = 0,0100$$

Observe-se que, no período de 2002 a 2011, o efeito distribuição foi maior que o efeito escala, representando 61% da variação do IOH no período. Esse resultado já poderia ser inferido ao observar a pequena variação da cobertura e a maior variação da dissimilaridade no período. Cabe ressaltar que os cálculos utilizados nesta seção possuem uma limitação: levam em consideração os filtros adotados, isto é, trata-se do acesso e da dissimilaridade da demanda potencial ao ensino superior, que foi definida como as pessoas urbanas de 17 a 29 anos de idade, que são filhos na unidade domiciliar. O avanço do ensino superior com relação às pessoas de 30 anos ou mais de idade não foi considerado neste cálculo.



### 4.3.A contribuição de cada circunstância: a decomposição por fatores de Shapley

Conforme a Tabela 7, a variável cor ou raça não é a contribuição com maior participação na desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior, medido pelo índice de dissimilaridade D, mas tem um efeito razoável que, se acumulado com as demais circunstâncias, pode ser decisivo para impedir o acesso à universidade.<sup>6</sup> Em 2002, a variável cor ou raça explicava 14,8% do índice de D. Em 2011, esta circunstância reduziu a sua participação para 11,8% na desigualdade. As circunstâncias que mais contribuem para o acesso ao ensino superior no Brasil são as relacionadas ao *background* familiar, mensurada pela instrução do chefe do domicílio e também pela renda domiciliar *per capita*: em 2002 e em 2011 contribuíram com mais de 77% do total de desigualdade. Note-se que a instrução do chefe do domicílio é a circunstância com maior contribuição ao acesso dos cursos das IES públicas e a renda domiciliar *per capita* é a circunstância com maior contribuição dentre as instituições privadas. Note-se também na Tabela 16 que houve uma redução da contribuição da instrução do chefe no acesso aos cursos de instituições públicas e um aumento na contribuição da cor ou raça, talvez pelo fato da primeira não fazer parte do critério de concessão de bolsas do ProUni e das cotas e da segunda circunstância sim.

**Tabela 7 . Contribuição Relativa das Circunstâncias ao Acesso ao ensino superior, utilizando a decomposição por fator de Shapley – Brasil –2002,2011**

| Circunstância    | Todas as IES |       | IES Públicas |       | IES Privadas |       |
|------------------|--------------|-------|--------------|-------|--------------|-------|
|                  | 2002         | 2011  | 2002         | 2011  | 2002         | 2011  |
| Gênero           | 2,9          | 4,8   | 0,8          | 2,8   | 2,2          | 5,8   |
| Cor/Raça         | 14,8         | 11,8  | 6,0          | 8,6   | 17,1         | 11,4  |
| Região           | 5,0          | 4,6   | 14,6         | 12,9  | 6,6          | 5,2   |
| Instrução Chefe  | 37,9         | 37,4  | 53,2         | 48,7  | 34,3         | 32,9  |
| Renda Domiciliar | 39,4         | 41,4  | 25,4         | 27,0  | 39,8         | 44,7  |
| Total            | 100,0        | 100,0 | 100,0        | 100,0 | 100,0        | 100,0 |

Fonte: IBGE, Pnad.

Litchfield (1999) adverte que os resultados de qualquer decomposição devem ser discutidos e analisados como meramente descritivos porque a desigualdade é determinada por muitos fatores e em equilíbrio geral. Acrescente-se que não há preocupação, nesta literatura, de se estabelecerem relações causais. Trata-se de correlações condicionais entre um conjunto de variáveis dependentes e uma variável de resposta.

<sup>6</sup> Vale notar que outras definições de grupos (ex. uma definição mais fina de cor/raça que a adotada aqui) poderiam conduzir a resultados diferentes dos apresentados nesta seção. Por isso, adota-se cautela nas interpretações.

## 5. Conclusões

Apesar dos avanços no ensino fundamental e médio nas últimas décadas, e da ampliação de vagas no ensino superior, apenas 12% dos jovens em idade universitária estão cursando o ensino superior no Brasil. Na Argentina essa cobertura chega a 21%, nos Estados Unidos a 65% e na Suécia a 70%.

Neste estudo, a partir dos microdados mais recentes da Pnad disponíveis (2011) e dos dados de uma década anterior, antes das ações afirmativas no acesso ao ensino superior serem adotadas no Brasil (2002), traça-se um perfil dos grupos “vulneráveis” e “não vulneráveis” ao acesso ao ensino superior.

As categorias que mais apareceram nos grupos “vulneráveis” ao acesso ao ensino superior em 2011 foram: homens (66%), negros/pardos/mulatos (66%), residentes na região Sudeste (23%), cujo chefe do domicílio possui como nível de instrução até o ensino fundamental (63%) e residem em domicílios cuja renda *per capita* *per capita* é de até 1,5 salário-mínimo. Entre os grupos “não vulneráveis”, isto é, com probabilidade de acesso ao ensino superior maior que a probabilidade média de acesso, as categorias que mais apareceram em 2011 foram: mulher (59%), brancas/amarelas (59%), residentes da região Centro-Oeste (22%), com chefe do domicílio com ensino superior (48%) e renda domiciliar *per capita* *per capita* acima de 1,5 salário mínimo

Mensuraram-se também as desigualdades de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil. O índice de dissimilaridade (D) em 2002 indica que 15,79% das oportunidades deveriam ser realocadas para restabelecer a igualdade. Já o mesmo índice em 2011 reduziu-se para 12,34%, o que indica que houve realocação de oportunidade dos grupos “não vulneráveis” para os grupos “vulneráveis”. Assim, a disponibilidade do ensino superior para a sociedade aumentou (de 28,29% para 29,07%) e a desigualdade no acesso ao ensino superior caiu. Entretanto, o índice de oportunidades humanas ao acesso ao ensino superior no Brasil (IOH=0,2548 em 2011) está muito longe da situação ideal (IOH= 1) que ocorre quando o acesso é universal ( $\bar{p} = 1$ ) e não há desigualdade no acesso (D=0).

Utilizando a decomposição de Shapley por fatores, as circunstâncias que mais contribuem para a desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior são a instrução do chefe do domicílio e a renda domiciliar *per capita*, ou seja, o *background* cultural da família e o *status* econômico. Esses dois fatores conjuntamente explicavam 77,3% do índice de dissimilaridade (D) do acesso ao ensino superior em 2002; e 78,8% do índice D em 2011. Nas instituições públicas, destaca-se a instrução do pai como a principal circunstância, com uma contribuição de 48,8% em 2011 e nas instituições privadas destaca-se a renda domiciliar *per capita*, com uma contribuição de 44,8% em 2011.

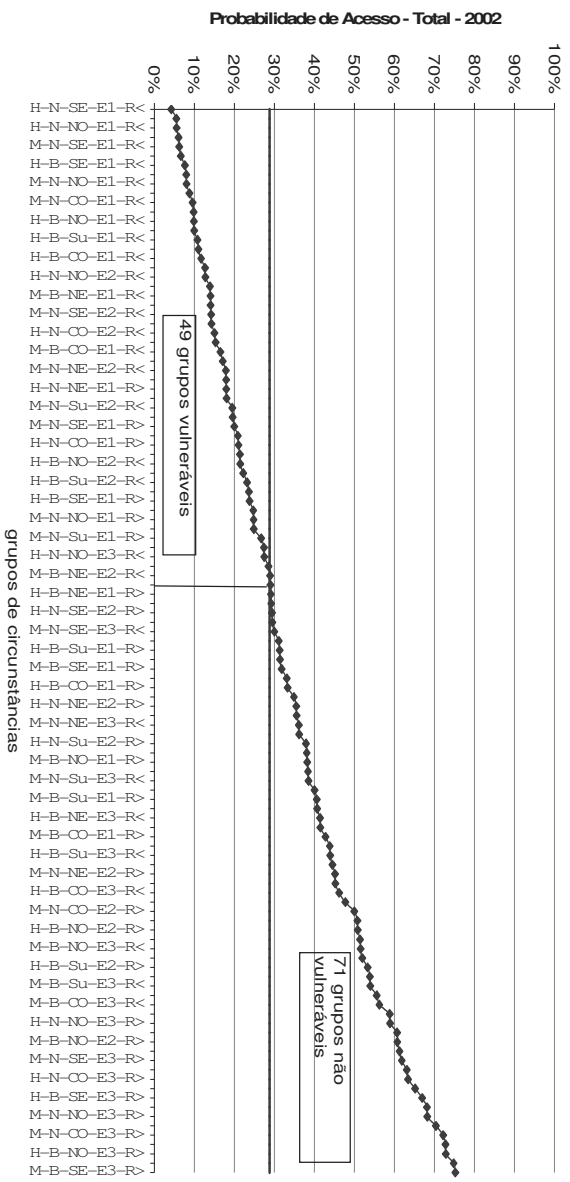
## Referências Bibliográficas

- Arneson, R.(1989) Equality of opportunity of welfare. *Philos. Stud.* 56, 77-93.
- Barr, N. (2012). *Economics of the Welfare State*. Oxford University Press.
- Barros Et Al (2009). *Measuring Inequality of Opportunities in Latin América and Caribbean*. The World Bank. Washington D.C.
- Bourguignon, F. (1979) Decomposable Income Inequality Measures. *Econometrica*, 47, p.901-920.
- Bowen, G.W.; Bok, D. (2004). *O curso do Rio: um estudo sobre a ação afirmativa no acesso à universidade*. Rio de Janeiro: Garamond.
- Carvalho, M.M. de; Gamboa, L.F.; Waltenberg, F.D.(2012). Equality of education opportunity employing Pisa data: taking both achievement and access into account. *ECINEQ*, Working Paper Series, n.277, novembro.
- Carvalho, M.M. (2011). A educação superior no Brasil: o retorno privado e as restrições ao ingresso. *Revista Sinais Sociais*, v.5, nº15, p.82-109.
- Cohen, G.A. (1989). On the currency of egalitarian justice. *Ethics*, 99, 906-944.
- Cowell, J. (1980) On the struture of additive inequality measures. *Review of Economic Studies*, 47, pp.521-531.
- Diaz, M.D.M. (2012) (Des)Igualdades de Oportunidades no Ensino Médio Brasileiro: escolas públicas e privadas. *Revista EconomiA*, Brasília(DF), v.13, n.3<sup>a</sup>, p.553-568, set/dez.
- Dill, H.C; Gonçalves, F.O. (2012). Índice de Oportunidade no Brasil entre 1999 e 2009: estimação e decomposição através do valor de Shapley. *Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE*, v.42, n.2, ago, 187-210.
- Dworkin, R. (1981) What is equality? Part 2: equality of resources. *Philos Aff.* 10,283-345.
- Ferreira, F.H.G.; Gignoux, J. (2008). The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. In: *Review of Income and Wealth*, vol.57, Issue 4, pp.622-657.
- \_\_\_\_\_(2014), The measurement of education inequality: achievement and opportunity. Working Papers 240, *ECINEQ*, Society for the Study of Economic Inequality.
- FERREIRA, F., GIGNOUX, J. (2014), “The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity”, *World Bank Econ. Rev.* 28 (2): 210-246.
- Fleurbaey, M. (2008). *Fairness, Responsibility and Welfare*. Oxford University Press.
- Hosmer, D.; Lemeshow, S. (1989). *Applied Logistic Regression*. John Wiley & Sons.
- Hoyos, A.; Narayan, A.. (2012) Inequality of opportunities among children: how much does gender matter? In: *The World Development Report 2012: Gender Equality and Development*.

- Ipea (2008). *Políticas Sociais – acompanhamento e análise*, v.15, mar
- Ipea(2007). Cultura e Educação dos Jovens. *Relatório de Pesquisa*. Contrato CEPAL/IPEA nº 10.799.
- Litchfield, J.A. (1999). *Inequality: Methods and Tools*. Mimeo. Disponível em: <http://www.worldbank.org/poverty/inequal/index.htm>.
- Mendonça, R. (2000). A oportunidade imperdível: expansão educacional e desenvolvimento humano no Brasil. *Tese de Doutorado*. Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).
- Peragine, V. (2011). Review of “Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean”. *Journal of Economic Inequality*, v.9, n.XX, pp. 137-143.
- Pignataro, G. (2012) Equality of opportunity: Policy and measurement paradigms, Aceito para publicação no *Journal of Economic Surveys*. (doi:10.1111/j.1467-6419.2011.00679.x)
- Ramos, X.; D. Van De Gaer (2012), “Empirical approaches to inequality of opportunity: Principles, measures, and evidence.” Working Papers 259, *ECINEQ Society for the Study of Economic Inequality*.
- Roemer, J. (1993). A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner. *Philos, Public Fff*.22, 146-166.
- \_\_\_\_\_(1998). *Equality of Opportunity*. Harvard University Press.
- Sastre, M.; Trannoy, A. (2012) Shapley Inequality decomposition by factor components: some methodological issues. *Journal of Economics Supplement*, 9, 51-90.
- Shorrocks, A.F. (1980). The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, 48, p.613-625.
- \_\_\_\_\_(1982). Inequality decomposition by factor components. *Econometrica*, 50, p.193-211.
- \_\_\_\_\_(1999). *Decomposition Procedures for Distributional Analysis: a unified framework based on shapely value*. Mimeo, Department of Economics, University of Essex.
- Vega, J.R.M; Barros, R.P.; Saavedra, J. Giugale, M. (2010). Do our children have a chance? In: *The 2010 Human Opportunity Report for Latin America and the Caribbean*. Word Bank, Washington DC, 176 p.

## Apêndice: Gráficos

Gráfico 1. Probabilidade de acesso ao ensino superior segundo os grupos de circunstâncias – 2002



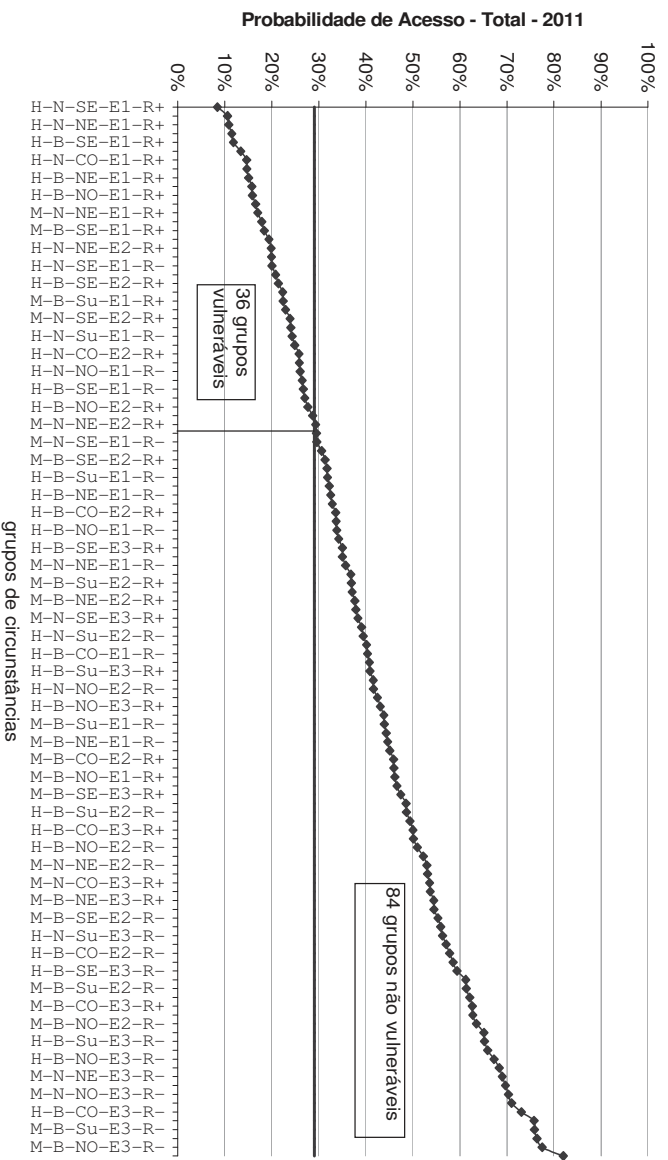
Fonte: IBGE, Prad 2002. Tabulação do autor.

Legenda: H=homem, M=mulher, N=Norte, Ne=Nordeste, SE=Sudeste, Su=Sul, CO=Centro-Oeste, E1=Até

E,Fundamental, E2=Ensino Médio, E3=Ensino Superior; R<=renda domiciliar *per capita* inferior a 1,5 SM;

R+=renda domiciliar *per capita* superior a 1,5 SM.

Gráfico 2. Probabilidade de acesso ao ensino superior segundo os grupos de circunstâncias – 2011



Fonte: IBGE, Prad 2011. Tabulação da autora.

Legenda: H=Homem, M=Mulher, N=Norte, Ne=Nordeste, SE=Sudeste, Su=Sul, CO=Centro-Oeste, E1=Até

E,Fundamental, E2=Ensino Médio, E3=Ensino Superior; R<=renda domiciliar *per capita* inferior a 1,5 SM;

R>=renda domiciliar *per capita* superior a 1,5 SM.

Gráfico 3. Probabilidade de acesso ao ensino superior segundo os grupos- Públicas –2002

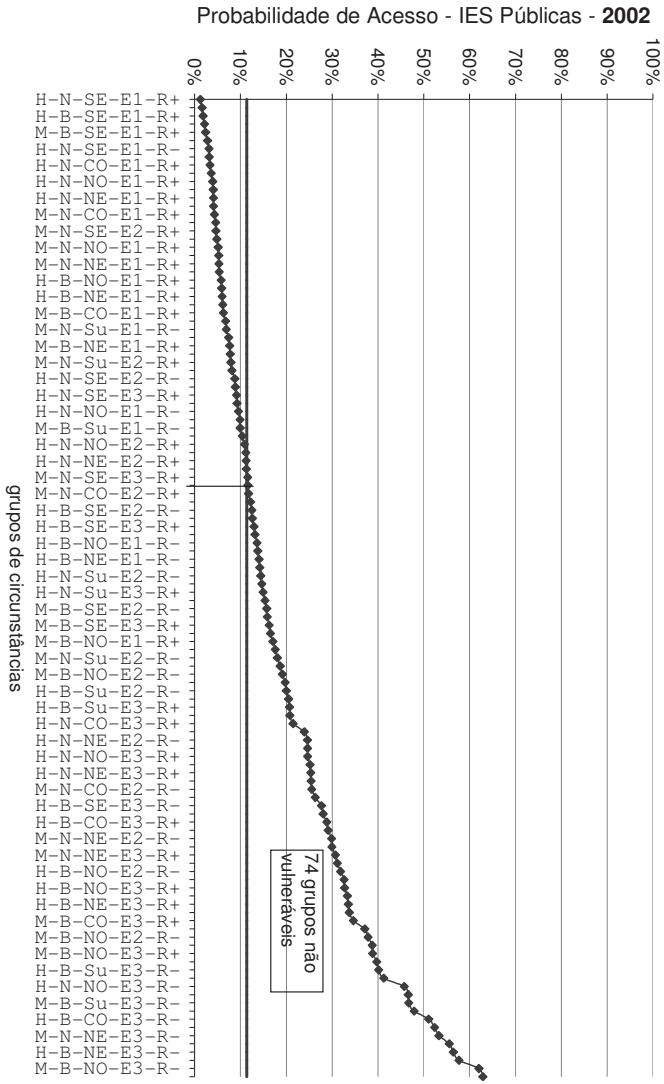
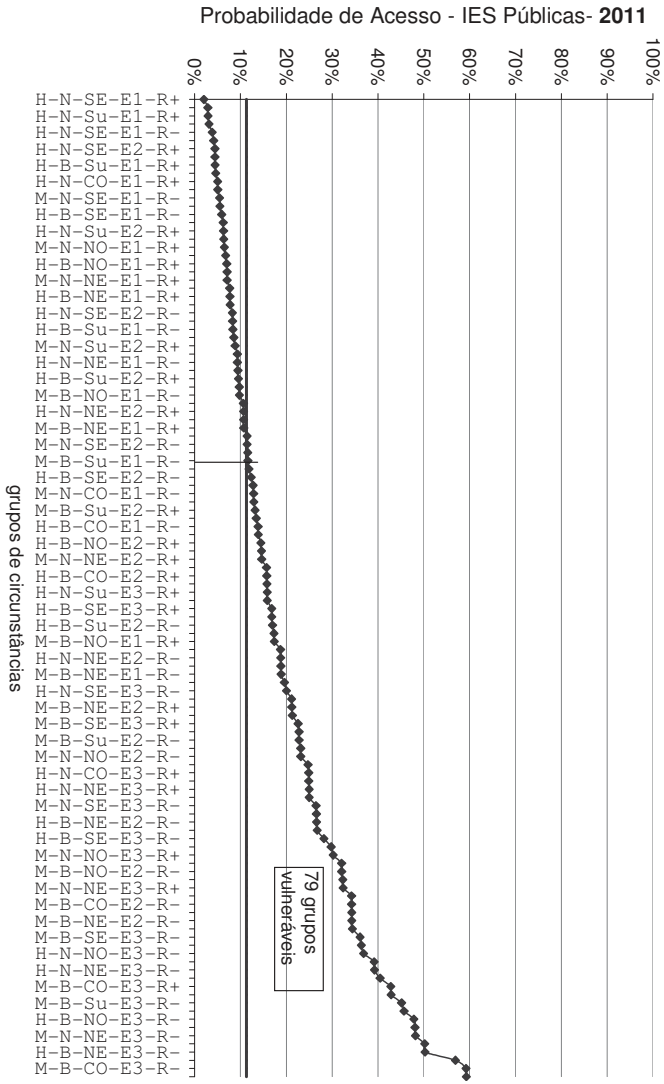


Gráfico 4. Probabilidade de acesso ao ensino superior segundo os grupos- Públicas –2011



Fonte: IBGE, Prads 2002 e 2011, Tabulação da autora.  
Legenda: H=Homem, M=Mulher, N=Norte, Ne=Nordeste, SE=Sudeste, Su=Sul, CO=Centro-Oeste, E1=Até  
E=Fundamental, E2=Ensino Médio, E3=Ensino Superior; R<=renda domiciliar per capita inferior a 1,5 SM;  
R>=renda domiciliar per capita superior a 1,5 SM.



Gráfico 5. Probabilidade de acesso ao ensino superior segundo os grupos – Privadas – 2002

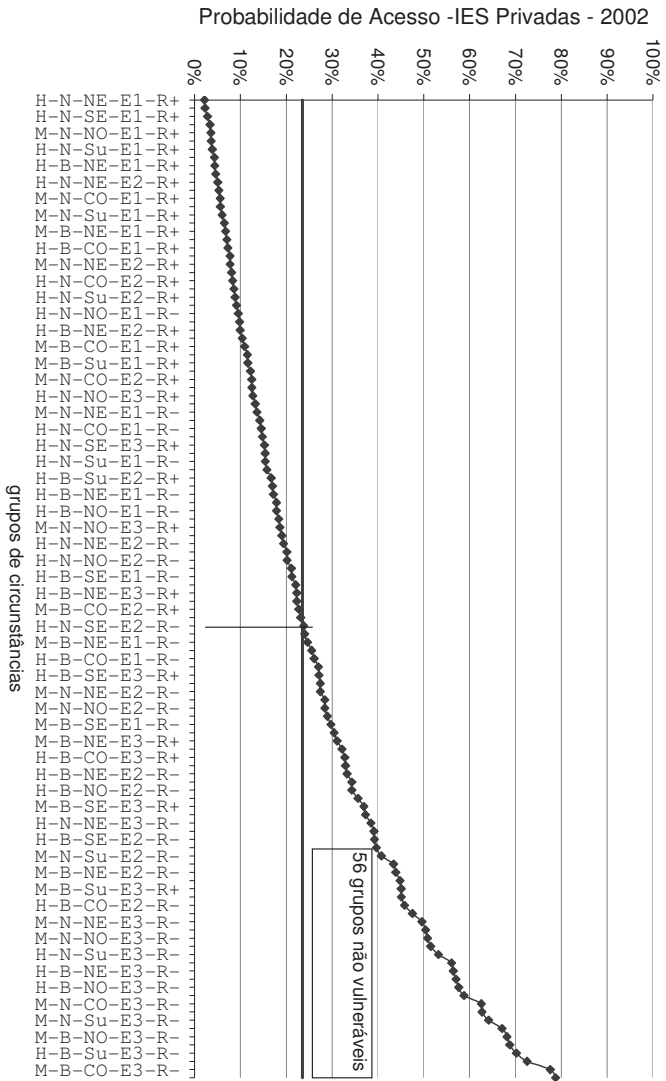
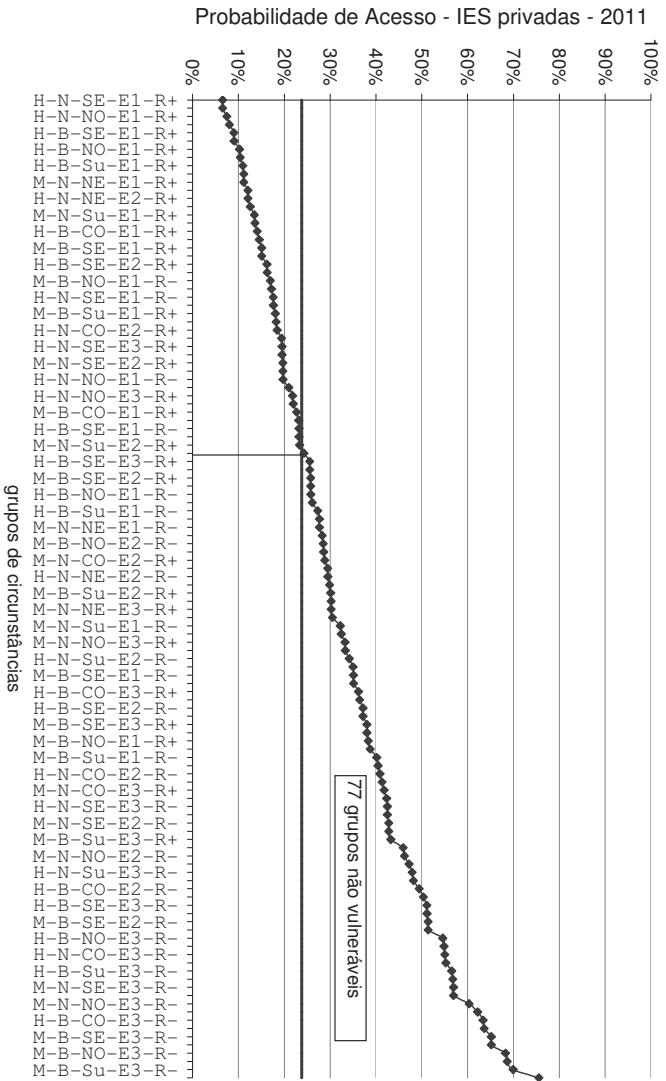


Gráfico 6. Probabilidade de acesso ao ensino superior segundo os grupos – Privadas – 2002



Fonte: IBGE, Pnads 2002 e 2011. Tabulação da autora.  
Legenda: H=Homem, M=Mulher, N=Norte, Ne=Nordeste, SE=Sudeste, Su=Sul, CO=Centro-Oeste, E1=Até E: Fundamental, E2=Ensino Médio, E3=Ensino Superior; R<=renda domiciliar *per capita* inferior a 1,5 SM; R>=renda domiciliar *per capita* superior a 1,5 SM.

# GENERAL EQUILIBRIUM EFFECTS OF CASH TRANSFERS<sup>†</sup>

M. Christian Lehmann - Universidade de Brasília<sup>‡</sup>

September 2013

Primeiro Encontro de Economia Aplicada  
Universidade Federal de Juiz de Fora

Area 7: Economia Social e do Trabalho

Resumo em inglês: It is often argued that conditional cash transfer programs, such as *Bolsa Família* in Brazil, do generate positive spillover effects on the local neighborhood. The results presented in this paper contrast with this notion. When general equilibrium effects are taken into account, cash transfers indirectly decrease utility of ineligible households living in the same neighborhood. A hike in local prices outweighs the income effect from higher local wages. Households with low labor endowments are particularly affected.

*JEL Classification:* E21, H43, I38, O12, O17

*Keywords:* Policy evaluation, general equilibrium effects, structural estimation

Resumo em português: Muitos pensam que programas de transferência de renda condicional, como por exemplo o programa *Bolsa Família*, geram efeitos positivos sobre a vizinhança local. Os resultados apresentados neste trabalho contrastam com esta noção. Quando os efeitos de equilíbrio geral são levados em consideração, as transferências de renda indiretamente diminuem a utilidade de famílias ineligíveis que vivem no mesmo local.

*classificação JEL:* E21, H43, I38, O12, O17

*palavras-chave:* Avaliação de políticas públicas, efeitos de equilíbrio geral, estimação estrutural.

---

<sup>†</sup>I am very grateful to François Bourguignon for his guidance. I further thank Martin Ravallion, Ken Wolpin, Jere Behrman, Alain de Janvry, Giacomo de Giorgi, Miguel Szekely, Francisco Ferreira, Raquel Tsukada, Catherine Guirking, Philippe de Vreder, Marc Gurgand, Karen Marcours, and conference/seminar participants at Columbia University, MIT, Univ. of Minnesota, Paris School of Economics for helpful comments and suggestions. Financial support from *Region Ile-de-France* is gratefully acknowledged. All errors are mine.

<sup>‡</sup>Correspondence: clehmann@unb.br

# 1 Introduction

It is often argued that conditional cash transfer programs, such as for example the *Bolsa Familia* conditional cash transfer program in Brazil, do generate positive spillover effects on the local neighborhood. The results presented in this paper contrast with this notion. When general equilibrium effects are taken into account, cash transfers indirectly decrease utility of ineligible households living in the same neighborhood.

We study the Mexican equivalent of *Bolsa Familia*, the so called *Oportunidades* program, within a general equilibrium model. The model is simple in the sense that, unlike Todd and Wolpin (2006) and Attanasio et al. (2012), it is static and ignores fertility and educational choices. Instead, the model puts emphasis on equilibrium effects in factor and commodity markets. The basic set-up consists of a village populated by poor and non-poor households. Each household is endowed with staple (food) as well as labor, and chooses a consumption bundle (food, non-food, leisure) which maximizes utility subject to a budget constraint. Poor households receive a social security cash payment by the federal government. The staple (food) is produced *inside* the village, while the non-food commodity is produced *outside*. The village exports a fraction of its staple and imports non-food commodities. These assumptions reflect that rural areas specialize in staple production, while importing industrialized products from urban areas.<sup>1</sup> Importing implies transactions costs, in particular labor. The village price of non-food consists of an exogenous component ('world market' price) *plus* an endogenous component (labor costs linked to importing non-food to the village). Labor costs are endogenous because the procurement of non-food requires village residents' labor.<sup>2</sup> In equilibrium the village's labor market must clear, which determines the village's wage rate hence the village price of non-food. Food prices are determined in a similar vein but, because food is exported, its village price consists of an exogenous component *minus* labor costs linked to export food. If, as is common in practice, food is sold at the farmgate (hence no village residents' labor is required for export), food prices become exogenous. In this case, if wages go up, non-food prices increase while food prices remain unaffected.

The model predicts the cash payment to increase recipients' demand for non-food items. The additional labor requirements for procurement cause growth of village wages. Higher wages have an ambiguous effect on non-food consumption of non-poor households. On the one hand, income hence demand for non-food items increases. On the other hand, the costs of importing non-food items go up. Non-food consumption decreases if the price effect outweighs the income effect. Conditions are derived under which this is the case. Food prices do not increase. The income effect from higher local wages, therefore, increases non-poor households' consumption of food yet not necessarily of non-food.

We then bring empirical evidence for the predictions of the model, using data collected for the evaluation of the rural component of *Oportunidades*. 506 villages were randomized into treatment and control villages, and households in these villages were classified as either poor or non-poor. Poor households in treatment villages would receive regular cash payments by the government.<sup>3</sup> The existing literature finds indeed no effect of *Oportunidades* on food prices, and higher food consumption of non-poor households in treatment villages (Angelucci and De Giorgi, 2009).

---

<sup>1</sup>Household data for rural Mexico, for example, shows that half of rural households' monthly consumption consists of imported hygiene products (e.g. soap, combs, tooth and hair brushes, detergents, whiteners), household utensils (plates, towels, combs etc.), clothing, tennis shoes and boots, school supplies (pens and paper), and energy (batteries, gas, petrol).

<sup>2</sup>Major national grocery chains, or other forms of non-food procurement which do not require village residents' labor, do not usually exist in villages.

<sup>3</sup>Payments were of substantial size, about 20% of the poor's pre-program household income. See Hoddinott and Skoufias (2004) for a detailed description of the program.

Little, on the other hand, is known about *Oportunidades*'s impact on non-food prices and non-food consumption. Lack of data is a major challenge: Only non-food expenditures are observed from the data, yet neither prices nor quantities. This paper approaches the data problem in two different ways, the first using reduced-form and the second using structural estimations. The reduced-form approach compares changes in non-food expenditure at the extensive margin, and finds that non-poor households in treatment villages have a lower probability of purchasing non-food items, suggesting a decrease in non-food consumption.

The structural approach uses an empirical version of the model - calibrated to the *Oportunidades* data - to simulate changes in consumed non-food quantities. In a first step, the parameters of the model are calibrated to data available on households residing in control villages. In a second step, out-of-sample forecasts are conducted: The cash transfer is added to the income of poor households in the control village sample. To test the performance of the model, the resulting simulated moments are compared to the actual moments observed in the treatment village sample. Thus, in the vein of Todd and Wolpin (2006), the experimental design of *Oportunidades* is used as a source of model validation. The model is able to replicate reasonably well the moments of the treatment group sample. This increases confidence in by the model simulated impacts of *Oportunidades* on non-food consumption. The exercise suggests a decrease in non-poor households' non-food consumption of about seven percent. Overall, utility of the average non-poor household falls by roughly two percent.

Lastly, we study heterogenous effects on non-poor households' *per capita* non-food consumption. Analytical expressions are derived which show how the sign and magnitude of the effect depend on household level parameters (endowments, preferences), as well as parameters that describe the program (size of cash payments) and local context (number of payment recipients, land distribution, aggregate agricultural productivity). Model and the data, for example, suggest that non-food consumption and utility are more likely to decrease in non-poor households with few labor endowments, i.e. in households with below average number of adult household members.

## 2 Theory

### A. The model

Consider a village populated by  $g = 2$  groups of households: poorer households (**P**s) and somewhat richer households (**R**s)

$$g \in \{\mathbf{P}, \mathbf{R}\}$$

Household  $i$  in group  $g$  has two sources of initial endowment. First, a share  $\bar{\lambda}_{\{i,g\}}$  of the village's staple endowment  $\bar{Q}$  (the implications of endogenizing staple production are discussed at the end of this section). Second, its stock of labor  $\bar{L}_{\{i,g\}}$ , net of labor needed to produce the household's staple endowment.

The household consumes staple,  $q_{\{i,g\}}$ , and a non-food commodity  $x_{\{i,g\}}$ .

*Assumption A.1* The staple is produced inside the village, while the non-food commodity is produced outside the village.

Thus, the non-food commodity needs to be imported into village. Assumption A.1 reflects the fact that rural areas usually specialize in agricultural production, while importing manufactured and services from urban areas items (e.g. batteries). Household data from rural Mexico (see online appendix), for example, shows that at least 80 percent of the adult village population report agriculture

Table 1: Notation of the model's variables and parameters

| Notation                    | Description                                              |
|-----------------------------|----------------------------------------------------------|
| Variables:                  |                                                          |
| $p_L$                       | village wage rate                                        |
| $x_i$                       | non-food consumption of household $i$                    |
| $q_i$                       | staple (food) consumption of household $i$               |
| $l_i$                       | leisure consumption of household $i$                     |
| $L_i$                       | labor supply of household $i$                            |
| Village level parameters:   |                                                          |
| $\bar{p}_q$                 | market price of food                                     |
| $\bar{p}_x$                 | market price of non-food                                 |
| $\bar{Q}$                   | village's staple endowment (agricultural productivity)   |
| Household level parameters: |                                                          |
| $\bar{\lambda}_i$           | household $i$ 's share on the village's staple endowment |
| $\bar{L}_i$                 | labor endowment of household $i$                         |
| $\bar{\alpha}_q$            | preference food item                                     |
| $\bar{\alpha}_x$            | preference non-food item                                 |
| $\bar{\alpha}_l$            | preference leisure                                       |
| $\bar{T}_i$                 | cash transfer                                            |

as their main occupation. At the same time, about half of the monthly value of consumption are non-food items such as hygiene products (e.g. soap, combs, tooth and hair brushes, detergents, whiteners), household utensils (plates, sheets, towels, blankets etc.), industrialized clothing, tennis shoes and boots, school supplies (pens and paper), and energy (batteries, gas, petrol). Given the latters' industrialized nature and the aforementioned high share of labor force employed in agriculture, these non-food items are unlikely to be produced by the village. Importing these items implies transactions costs:

*Assumption A.2 For each unit of consumption of  $x$  it is required one unit of labor.*

The village price of  $x$  is consequently  $p_x = \bar{p}_x + p_L$ , where  $\bar{p}_x$  is the factory price of  $x$  and  $p_L$  being the price of labor. The interpretation of  $x$  is not necessarily limited to consumption of imported non-food commodities. It can also be thought of as a consumed *service*. Think of, for example, a carpenter service: In this case  $\bar{p}_x$  may be the remuneration of the wood and tools that the carpenter is using, and  $p_L$  the remuneration of the carpenter's labor.

*Assumption A.3 Utilities are comparable between households, and each household maximizes a utility function that represents its reflexive, transitive, complete, continuous, and convex preferences.*

The utility function of  $i$  writes  $u_{\{i,g\}}(q_{\{i,g\}}, x_{\{i,g\}}, l_{\{i,g\}})$  where  $l_{\{i,g\}}$  is consumption of leisure.

*Assumption A.4 All agents treat prices as parametric, and no trade is permitted to take place except at equilibrium prices.*

Household  $i$  chooses a consumption bundle  $\{q_{\{i,g\}}, x_{\{i,g\}}, l_{\{i,g\}}\}$  which maximizes its utility function subject to the household's budget constraint:

$$\begin{aligned} \max_{q_{\{i,g\}}, x_{\{i,g\}}, l_{\{i,g\}}} & u_{\{i,g\}}(q_{\{i,g\}}, x_{\{i,g\}}, l_{\{i,g\}}) \quad s.t. \\ p_x \times x_{\{i,g\}} + \bar{p}_q \times q_{\{i,g\}} & \equiv [\bar{L}_{\{i,g\}} - l_{\{i,g\}}]p_L + [\bar{\lambda}_{\{i,g\}} \times \bar{Q}]\bar{p}_q + \bar{T}_{\{i,g\}} \end{aligned}$$

where  $\bar{T}_{\{i,g\}}$  is a cash transfer granted by the government *exclusively* to  $g \in \mathbf{P}$ , i.e.  $\bar{T}_{\{i,P\}} > 0$  and

$\bar{T}_{\{i,R\}} = 0$ . Under the maintained assumption of strict quasi concavity of the utility function, the solution of the household's maximization problem will result in a demand function for the food item

$$q_{\{i,g\}} : (p_L, \bar{T}_{\{i,g\}}, \mathbf{\Omega}) \rightarrow \Re$$

the non-food item

$$x_{\{i,g\}} : (p_L, \bar{T}_{\{i,g\}}, \mathbf{\Omega}) \rightarrow \Re$$

and a labor supply function ( $L_{\{i,g\}} = \bar{L} - l_{\{i,g\}}$ )

$$L_{\{i,g\}} : (p_L, \bar{T}_{\{i,g\}}, \mathbf{\Omega}) \rightarrow \Re$$

as functions of the village's wage rate ( $p_L$ ), the parameter vector  $\mathbf{\Omega} = \{\bar{p}_\chi, \bar{p}_q, \bar{L}_{\{i,g\}}, \bar{\lambda}_{\{i,g\}}, \bar{Q}\}$ , and the cash transfer  $\bar{T}_{\{i,g\}}$ .

### B. Predictions

Lets first consider the benchmark case in which there are no local general equilibrium effects ( $p_L$  is exogenous).

**PROPOSITION 2.1** *Under assumptions A.1-A.4, we have that  $\partial x_{\{i,P\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} > 0$  and  $\partial q_{\{i,P\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} > 0$ . For  $g \in \mathbf{R}$ , however,  $\partial q_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} = x_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} = 0$ .*

*Proof.* A utility function which fulfills the preference requirements of assumption A.2 is the Cobb-Douglas utility function<sup>4</sup>

$$u_{\{i,g\}}(q_{\{i,g\}}, x_{\{i,g\}}, l_{\{i,g\}}) = q_i^{\{\bar{\alpha}_q\}} x_i^{\{\bar{\alpha}_x\}} l_i^{\{1-\bar{\alpha}_q-\bar{\alpha}_x\}} \quad \text{with } 0 < \bar{\alpha}_q + \bar{\alpha}_x < 1.$$

Utility maximization then yields demand and labor supply functions of the form

$$q_{\{i,g\}} = \bar{\alpha}_q [\bar{L} \times p_L + \bar{\lambda}_{\{i,g\}} \times \bar{Q} \times \bar{p}_q + \bar{T}_{\{i,g\}}] / \bar{p}_q \quad (1)$$

$$x_{\{i,g\}} = \bar{\alpha}_x [\bar{L} \times p_L + \bar{\lambda}_{\{i,g\}} \times \bar{Q} \times \bar{p}_q + \bar{T}_{\{i,g\}}] / [\bar{p}_\chi + p_L] \quad (2)$$

$$L_{\{i,g\}} = \bar{L}_{\{i,g\}} - [1 - \bar{\alpha}_q - \bar{\alpha}_x] [\bar{L} \times p_L + \bar{\lambda}_{\{i,g\}} \times \bar{Q} \times \bar{p}_q + \bar{T}_{\{i,g\}}] / p_L \quad (3)$$

Deriving with respect to  $\bar{T}_{\{i,P\}}$  yields  $\partial q_{\{i,P\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} = \bar{\alpha}_q / \bar{p}_q > 0$ , and  $\partial x_{\{i,P\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} = \bar{\alpha}_x / [\bar{p}_\chi + p_L] > 0$ , and  $\partial L_{\{i,P\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} = -[1 - \bar{\alpha}_q - \bar{\alpha}_x] / p_L < 0$ . For  $g \in \mathbf{R}$  we have  $\partial x_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} = \partial q_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} = 0$  and  $\partial L_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} = 0$ . ■

The cash transfer generates a positive income effect for  $g \in \mathbf{P}$ . Demand for  $q_{\{i,P\}}$ ,  $x_{\{i,P\}}$  and  $l_{\{i,P\}}$  increases.

The income effect for  $g \in \mathbf{R}$  is zero and, consequently, demand remains unchanged. Existing empirical evidence, however, rejects these predictions. Angelucci and De Giorgi (2009), for example, show that food consumption of non-poor households increases.

Now, lets allow for local general equilibrium effects. The village's labor market equilibrium writes

$$\sum_g \sum_i L_{\{i,g\}} \equiv \sum_g \sum_i x_{\{i,g\}} \quad (4)$$

<sup>4</sup>Proposition 2.1, however, holds for every other utility function which fulfils the preference requirements of A.2.



where the left hand side is the village's aggregate labor supply. By assumption A.2, the right hand side is the village's aggregate labor demand. Equation (4) assumes that the village labor market is local (i.e. limited to the village's population). This assumption is corroborated by, first, data from the 2002 *Encuesta Nacional de Hogares Rurales* (a representative household survey of rural Mexico), where only six percent of adult village residents report to do non-agricultural work in a different village. We are not aware of any studies looking at *cross-village* migration in Mexico. Existing studies exploit the Mexican census, where respondents are asked the state in which they were born. It is however difficult to conclude from cross-state migration about cross-village migration, because it is unclear to which extent cross-state migration simply reflects rural-to-urban migration. But several factors suggest the magnitude of cross-village migration to be rather low. First, land markets are often imperfect, which may constrain the acquisition of land of emigrants (Finan et al., 2005). Second, formal credit and insurance markets are imperfect and informal insurance networks within the village a dominant source of insurance (Fafchamps and Lund, 2003). Thus, emigration is costly, because it may disconnect emigrants from these networks.

Second, there are usually no large supermarket/retail chains (which receive products from its urban area headquarters) in rural villages. This implies that village residents' labor is needed to import non-food (industrialized) products from urban areas.

**PROPOSITION 2.2 (*Endogenous wages*)** *Under assumptions A.1-A.4,  $\partial q_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} > 0$ . However,  $\partial x_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} > 0$  only if (1) labor endowment of  $i \in \mathbf{R}$  is sufficiently large, or (2) staple endowment of  $i \in \mathbf{R}$  is sufficiently low.*

*Proof.* Substituting (2) and (3) into (4) and solving for  $p_L$  yields

$$p_L^* = \frac{\bar{p}_\chi[(\bar{\alpha}_x - 1)(\bar{Q} \times \bar{p}_q + \sum_i \bar{T}_{\{i,P\}})]}{\sum_i \bar{T}_{\{i,P\}} + \bar{Q} \times \bar{p}_q - \bar{\alpha}_x \bar{p}_\chi \sum_g \sum_i \bar{L}_{\{i,g\}}}. \quad (5)$$

Note that the equilibrium wage is positive only if

*Assumption A.5:*  $\bar{\alpha}_x \sum_g \sum_i \bar{L}_{\{i,g\}} > [\sum_i \bar{T}_{\{i,P\}} + \bar{Q} \times \bar{p}_q]/\bar{p}_\chi$ ,

i.e. if the village's aggregate labor endowment is large enough to allow the village's aggregate consumption demand for  $x$  to be satisfied. Substituting (5) into (1) and deriving with respect to  $\bar{T}_{\{i,P\}}$  yields  $\partial q_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}} > 0$ .

Substituting (5) into (2) and deriving with respect to  $\bar{T}_P$  yields

$$\frac{\partial x_{\{i,R\}}}{\partial \bar{T}_{\{i,P\}}} = \frac{[\bar{L}_{\{i,R\}}\bar{p}_\chi - \bar{\lambda}_{\{i,R\}}\bar{Q}\bar{p}_q][\bar{\alpha}_x - 1] \sum_g \sum_i \bar{L}_{\{i,g\}}}{-(\sum_g \sum_i \bar{L}_{\{i,g\}}\bar{p}_\chi - \bar{Q}\bar{p}_q - \sum_i \bar{T}_{\{i,P\}})^2} \quad (6)$$

By assumption A.5 the denominator in equation (6) is always negative. Since  $\bar{\alpha}_x < 1$ , the term  $[\bar{\alpha}_x - 1]$  in the numerator is always negative. Consequently, the sign of  $\partial x_{\{i,R\}}/\partial \bar{T}_{\{i,P\}}$  will depend on the sign of the first term in brackets in the numerator. We have that

$$\frac{\partial x_{\{i,R\}}}{\partial \bar{T}_{\{i,P\}}} > 0 \text{ if } \bar{L}_{\{i,R\}}/\bar{\lambda}_{\{i,R\}}\bar{Q} > \bar{p}_q/\bar{p}_\chi. \quad \blacksquare \quad (7)$$

The intuition behind proposition 2.2 is the following: The cash grant increases cash recipients' demand for non-food items. Importation of these items requires labor. The village's labor demand increases, raising the village's equilibrium wage.<sup>5</sup> A higher wage, however, has an a priori ambiguous

---

5

$$\frac{\partial p_L^*}{\partial \bar{T}_{\{i,P\}}} = \frac{\bar{\alpha}_x[\bar{\alpha}_x - 1]\bar{p}_\chi^2 \sum_g \sum_i \bar{L}_{\{i,g\}}}{-[\bar{\alpha} \sum_g \sum_i \bar{L}_{\{i,g\}}\bar{p}_\chi - \sum_i \bar{T}_{\{i,P\}} - \bar{Q} \times \bar{p}_q]^2} > 0$$

effect on non-food consumption of the remainder of the village population not receiving cash transfers. On the one hand, higher wages imply a positive income effect which *ceteris paribus* increases consumption of non-food items. On the other hand, because  $p_x = p_\chi + p_L$ , higher wages raise the village price of these non-food items, making their consumption more expensive. Non-food consumption of non-poor households decreases if the price effect outweighs the income effect. Whether this is the case, according to condition (7), depends on a non-poor household's endowments. In section 5 we will discuss in detail the crucial role of endowments.

### *C. Discussion*

The model is simple in that there is no credit and insurance market, and schooling conditionalities that come with *Oportunidades* are disregarded. Furthermore, the model does not allow for changes in agricultural production, and assumes away transaction costs for staple exports. In the following we discuss the implication of these omissions.

#### *(i.) School enrollment, classroom attendance, and social interactions*

Higher payments are made to households that send their children to school. Paul Schultz (2004) finds a significant impact of *Oportunidades* on school enrollment and school attendance. In our model, school enrollment can be interpreted, at least in the short term, as a reduction in a household's net labor endowment. Consider the stylized case where the loss of child income corresponds exactly to the value of the *Oportunidades* payment. In this case, a poor household's budget constraint does not change. Demand for food, non-food, and leisure remains unaffected, but labor supply decreases. Lower labor supply drives up equilibrium wages. As in proposition 2.2, for non-poor households, higher wages imply an increase in food consumption but not necessarily in non-food consumption.

Bobonis and Finan (2009) and Lalive and Cattaneo (2009) find that, due to peer effects and social interactions inside the village, *Oportunidades* also increase school enrollment of non-poor households residing in the same neighborhood. If non-poor households enroll their children in school, the income effect from higher local wages will be lower.

#### *(ii.) Risk sharing*

Angelucci and De Giorgi (2009) find poor households to partially share the *Oportunidades* payment with their extended family. This would increase non-poor households' income, on top of the increase in wages. The effect on food consumption would be higher, and a decrease in non-food consumption less likely.

#### *(iii.) Exogenous vs. endogenous agricultural production, and farmgate selling*

Exogenous staple production may be a reasonable assumption in the short but not the long-run. The implications of endogenizing staple production will depend on assumptions about the agricultural market. First, consider the standard separable agricultural household model setting (Singh et al., 1986), with a perfect village labor market, no transaction costs for selling staple, and a surplus-producing village, i.e. exogenous agricultural prices. The increase in local wages resulting from the presence of *Oportunidades* would cause agricultural production to fall. Second, consider the case where the village is not producing a surplus. The price of the staple becomes endogenous. Higher demand exhibits upward pressure on prices which, *ceteris paribus*, increases production. Agricultural production falls if higher wages outweigh the price effect. Third, in the case of transaction costs for exporting the staple, higher wages imply a decrease in a farmer's selling price hence production.

Should agricultural production fall, this would dampen the income effect from higher wages. Consequently, the increase in non-poor households' food consumption would be smaller, and a decrease in non-food consumption even more likely.

On the other hand, some non-poor household may be credit constrained and invest additional wage income into agricultural production (Gertler et al., 2012; Bianchi and Bobba, 2013). In this case, the increase in food consumption would be higher, and a decrease in non-food consumption less likely.

The model assumes that there are no transaction costs for exporting staple. Fafchamps and Hill (2005) show that farmgate selling is the most common selling method of farmers in Uganda. For Mexico, we are not aware of any quantitative study that documents the most common selling method of farmers. In field work the author conducted in about twenty *Oportunidades* villages, farmers reported to sell their harvest directly to a crop merchant who visits the village with a truck after harvest. This suggests small transaction costs for farmers to sell their produce. There may, however, be villages or regions where, for some reason, farmgate selling is not common. In this case, farmers need to transport their produce to the next regional market. If labor is the only source of transaction costs - and assuming, for ease of exposition, that the export of one unit of staple requires one unit of the village's labor - then the village price of staple is  $p_q = \bar{p}_Q - p_L$ , where  $\bar{p}_Q$  is the exogenous market price of staple. If a non-poor household is a buyer of staple then transaction costs for food exports do further reinforce the increase in food consumption, because higher wages reduce the price of staple. The opposite reasoning holds if a non-poor household is a seller of staple.

### 3 Empirical Evidence: Income vs. Price Effect

#### A. Commodity Price Effects

As a net exporter of staple, a single village is a staple price taker. *Oportunidades* can thus not be expected to differently affect staple prices in the 320 and 186 control villages. This has been confirmed empirically by Angelucci and De Giorgi (2009), who compare staple prices in treatment and control villages, and do not find statistically significant differences.

Less is known regarding *Oportunidades*'s impact on non-food prices, because the latter are not observed from the data. We attempt to infer changes in non-food prices by looking at the extensive margin of non-food expenditure. The following linear probability model is estimated:

$$\begin{aligned} \text{expense}(\text{yes/no})_{i,t}^{\text{non-food}} &= \text{const.} + \theta \text{treat village}_i + \gamma X'_i + \epsilon_{i,t} \\ &\text{if } i \in \text{ineligible} \end{aligned} \quad (8)$$

where  $\text{expense}(\text{yes/no})_{i,t}^{\text{non-food}}$  is a dummy which takes the value 1 if household  $i$  had positive expenditures for non-food items during the past month, zero otherwise. The subscript  $t$  denotes the post-baseline data waves March 1999 (12 months after baseline) and November 1999 (18 months after baseline), respectively. The variable  $\text{treat village}_i$  is a dummy that indicates whether household  $i$  lives in a treatment village, i.e. a village where *Oportunidades*-eligible households do receive cash transfers (as opposed to control villages, where eligible households do not). Only *Oportunidades*-ineligible households are included in the regression.  $X'_i$  is set of controls, including state and time dummies. Standard errors are clustered at the village level in order to take into account the intra-village correlation of the individual error term  $\epsilon_{i,t}$ .

In the presence of price effects on non-food items one would expect, *ceteris paribus*, that  $\theta < 0$ . Higher non-food prices imply, everything else equal, a reduction in demand for non-food items -

Table 2: Extensive margin treatment effects: Monthly non-food expenditure of *Oportunidades*-ineligible households (linear probability model estimates)

|               | by expenditure category                       |                                     |                  |                   |                   |
|---------------|-----------------------------------------------|-------------------------------------|------------------|-------------------|-------------------|
|               | (1)<br>non-food expenditure<br>all categories | (2)<br>hygiene and<br>home supplies | (3)<br>toys      | (4)<br>clothing   | (5)<br>shoes      |
| treat village | -0.009***<br>(0.003)                          | -0.015***<br>(0.006)                | 0.004<br>(0.006) | -0.007<br>(0.016) | -0.001<br>(0.018) |
| controls      | Yes                                           | Yes                                 | Yes              | Yes               | Yes               |
| number of obs | 9646                                          | 9646                                | 9646             | 9646              | 9646              |
| R-squared     | 0.011                                         | 0.014                               | 0.013            | 0.029             | 0.056             |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Table shows OLS estimates for the model  $\text{expense}(\text{yes/no})_{i,t}^{\text{non-food}} = \text{const.} + \theta \text{treat village}_i + \gamma X'_{i,t_0} + \epsilon_{i,t}$  if  $i \in \text{ineligible}$ .  $\text{expense}(\text{yes/no})_{i,t}^{\text{non-food}}$  is a dummy which takes the value 1 if household  $i$  had positive expenditures for non-food items during the past month, zero otherwise. Subscript  $t$  denotes the post-baseline data waves March 1999 (12 months after baseline) or November 1999 (18 months after baseline).  $\text{treat village}_i$  indicates whether household  $i$  lives in a treatment village.  $X'_i$  is set controls, including state and time dummies. Standard errors clustered at village level.

which will eventually lead to a corner solution (zero expenditure) for some households.

Table 2 displays the OLS estimates of the linear probability model in equation (8). The first column shows that *Oportunidades*-ineligible households in treatment villages are significantly more likely to have zero non-food expenditure. From column (2) to (5), which break down the result by non-food category, we conclude that the effect reported in column (1) is mainly driven by a reduction in expenditure of hygiene and households supply products. This may be seen as additional evidence for the model of section 2, which predicts price hikes for items which a village imports. Hygiene products (e.g. soap, shampoo, etc.) and households supplies (e.g. detergents) are typical examples of items that are not produced by the village, but which have to be imported from outside the village.

A note on identification: Behrman and Todd (1999) show treatment and control group samples to be balanced at baseline, and Angelucci and De Giorgi (2009) report no differential attrition rates. In terms of measurement error, ineligible households in treatment villages may underreport their expenditure in order to appear eligible for *Oportunidades*. If this would be true then one should expect ineligibles' reported non-food expenditure to be lower in treatment villages. This, however, is not the case.

### B. Income Effect

Previous studies have estimated the impact of *Oportunidades* on wages. Angelucci and De Giorgi (2009) report no changes in wages. Their wage measure, however, include all sources sources of labor supply, including agricultural wage labor. Because agricultural wage labor constitutes a large share of total hours worked, yet largely being seasonal work on some commercial farm away from the village, these wage measures are not likely to capture the village's wage rate.

We construct a wage proxy which is based on economic activities that occur inside the village. Our wage proxy,  $\omega$ , is calculated as the sum of reported daily profits from within-village activities (e.g.

Table 3: Treatment effect on Oportunidades-ineligible households' daily service profits

|               | <i>dependent variable:</i> |         |               |         |                 |         |
|---------------|----------------------------|---------|---------------|---------|-----------------|---------|
|               | daily income               |         | hours per day |         | days per months |         |
|               | (1)                        | (2)     | (3)           | (4)     | (5)             | (6)     |
|               | OLS                        | Tobit   | OLS           | Tobit   | OLS             | Tobit   |
| treat village | 0.098*                     | 2.298** | 0.034         | 1.080** | 0.260           | 4.264** |
|               | (0.053)                    | (0.920) | (0.053)       | (0.519) | (0.170)         | (1.906) |
| controls      | Yes                        | Yes     | Yes           | Yes     | Yes             | Yes     |
| number of obs | 9511                       | 9511    | 9529          | 9529    | 9553            | 9553    |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . Table shows estimates of the model  $x_{i,t} = \text{const.} + \theta \text{treat village}_i + \gamma X'_i + \epsilon_{i,t}$  if  $i \in \text{ineligible}$ . In columns (1) and (2), the dependent variable is daily profits (past week average) made from non-agricultural within-village commercial activities (e.g. petty trade, tailoring, washing and ironing, etc.) of household  $i$ , measured in Mexican *Peso*. The exchange rate in 1999 was roughly 1 US Dollar=10 Mexican *Peso*. In columns (3) and (4), the dependent variable is a household's daily hours worked (past week average) in these activities. In columns (5) and (6), the dependent variable is a household's monthly days worked in these activities. Subscript  $t$  denotes the post-baseline data waves March 1999 (12 months after baseline) or November 1999 (18 months after baseline).  $\text{treat village}_i$  indicates whether household  $i$  lives in a treatment village. Only *Oportunidades*-ineligible households are included in the regression.  $X'_i$  is set of controls, including state and time dummies. Standard errors at the village level. The top percentile of the dependent variable is excluded.

petty sales, tailoring, washing and ironing, etc.). It is then checked whether this wage proxy,  $\omega_i$ , is different between treatment and control villages. The following model is estimated:

$$\omega_{i,t} = \text{const.} + \theta \text{treat village}_i + \gamma X'_i + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

if  $i \in \text{ineligible}$

Column (1) and (2) in table 3 report the resulting treatment effects. The Tobit estimate is our preferred estimate given the relatively large frequency of left-censoring in the data. The latter suggests that daily service profits of ineligible households increase by, on average, 2.3 Mexican *Peso*. The OLS estimate is lower than that, yet still statistically significant.

Columns (3) to (6), which report estimates of equation (9) using different measures of labor supply as dependent variable, provide further evidence for higher village wages. The results suggest that ineligible households in treatment villages work more hours per day and more days per months in the above mentioned within-village commercial activities.

A raise in village wages also seems in line with the results of Attanasio et al. (2012), who find an increase in child wages. Since children are more likely to work inside the village, these studies' findings may be interpreted as additional evidence that *Oportunidades* raised local wages.

## 4 Effects on Consumption and Utility

A positive income effect - in the absence of a price effect on food - implies a positive effect of *Oportunidades* on food consumption of *Oportunidades*-ineligible households. That *Oportunidades* has indeed had a positive effect on food consumption of ineligible households is documented in Angelucci and De Giorgi (2009), who find positive treatment effects on food consumption of program-ineligible households.

Estimating *Oportunidades*'s effect on non-food consumption of program-ineligible households is complicated by the fact that only non-food expenditure is observed from the data, yet neither non-food prices nor quantities. In section 3, we have already provided some suggestive evidence that *Oportunidades* may have lead to a decrease in non-food consumption: *Oportunidades*-ineligible households in treatment villages are significantly less likely to have positive expenditure for non-food items (Table 2).

Another way of inferring changes in non-food quantities is by using an empirical version of the structural model introduced in section 2. In a first step, we calibrate the parameters of the model to the data available on households residing in control villages. In a second step, we conduct out-of-sample forecasts: The cash transfer is added to the income of eligible households in the control village sample. In order to test the performance of the model, we compare the resulting simulated moments to the actual moments observed in the treatment village sample. Thus, as in Todd and Wolpin (2006), we use the experimental design of *Oportunidades* as a source of model validation. The model is able to replicate quite well the moments of the treatment village sample. This increases our confidence in by the model simulated impacts of *Oportunidades* on non-food consumption. Next, we are going to describe these steps in greater detail.

### A. Model equations

The model described in section 2 can be written as a set of nine equations:

Household full income is given by

$$\begin{aligned} I_P &= \bar{L}_P \times p_L + \bar{Q}_P \times \bar{p}_q + \bar{T}_P \\ I_R &= \bar{L}_R \times p_L + \bar{Q}_R \times \bar{p}_q \end{aligned}$$

Where  $I_P$  and  $I_R$  denote the full income of the average *Oportunidades*-eligible (Poor) and *Oportunidades*-ineligible (Rich) household, respectively.  $\bar{L}_P$  and  $\bar{L}_R$  are labor endowments,  $\bar{Q}_P$  and  $\bar{Q}_R$  are staple endowments,  $\bar{T}_P$  is the *Oportunidades* cash transfer,  $p_L$  and  $\bar{p}_q$  denote the village wage rate and staple price, respectively.

Labor supply is given by

$$\begin{aligned} L_P &= \bar{L}_P - \bar{\alpha}_l \times I_P / p_L \\ L_R &= \bar{L}_R - \bar{\alpha}_l \times I_R / p_L, \end{aligned}$$

where  $\bar{\alpha}_l$  is the Cobb-Douglas preference for leisure.

Demand for non-food items is given by

$$\begin{aligned} x_P &= \bar{\alpha}_x \times I_P / p_x \\ x_R &= \bar{\alpha}_x \times I_R / p_x, \end{aligned}$$

with  $p_x = \bar{p}_x + \bar{m} \times p_L$ .  $\bar{p}_x$  is the factory price of non-food items.  $\bar{m}$  describes how many units of labor are needed to import one unit of the non-food item.  $\bar{\alpha}_x$  is the Cobb-Douglas preference for



Table 4: Parameter values

|                                                 | average eligible HH | average ineligible HH |
|-------------------------------------------------|---------------------|-----------------------|
| Village level parameters                        |                     |                       |
| price of food commodity ( $\bar{p}_q$ )         |                     | 1.8                   |
| price of non-food commodity ( $\bar{p}_x$ )     |                     | 0.1                   |
| number of eligible households ( $\bar{n}_P$ )   |                     | 35.3                  |
| number of ineligible households ( $\bar{n}_R$ ) |                     | 8.8                   |
| labor requirement per unit of $x$ ( $\bar{m}$ ) |                     | 2.7                   |
| Household level parameters                      |                     |                       |
| food item endowment ( $\bar{Q}_i$ )             | 301.1               | 481.2                 |
| HH efficient units of labor ( $\bar{L}_i$ )     | 93.0                | 63.1                  |
| preference food item ( $\bar{\alpha}_q$ )       | 0.512               | 0.512                 |
| preference non-food item ( $\bar{\alpha}_x$ )   | 0.415               | 0.415                 |
| preference leisure ( $\bar{\alpha}_l$ )         | 0.074               | 0.074                 |

non-food items.

Demand for food-items is given by

$$\begin{aligned} q_P &= \bar{\alpha}_q \times I_P / \bar{p}_q \\ q_R &= \bar{\alpha}_q \times I_R / \bar{p}_q, \end{aligned}$$

where  $\bar{\alpha}_q$  is the Cobb-Douglas preference for food.

A village's labor market equilibrium is given by

$$(\bar{n}_P \times x_P + \bar{n}_R \times x_R) \bar{m} = \bar{n}_P \times L_P + \bar{n}_R \times L_R,$$

where  $\bar{n}_P$  and  $\bar{n}_R$  denote the number of *Oportunidades*-eligible and *Oportunidades*-ineligible village residents, respectively.

### B. Calibration

We calibrate the model exploiting data available on the *control group* of the *Oportunidades* randomized control trial (March 1999 data wave). The vector of model parameters is:

$$\Omega = \{\bar{p}_x, \bar{p}_q, \bar{L}_i, \bar{Q}_i, \bar{\alpha}_{\{q\}}, \bar{\alpha}_{\{x\}}, \bar{m}, \bar{n}_i\} \quad i \in \{\mathbf{P}, \mathbf{R}\}$$

In Mexico, the staple is corn. 78 percent of households in the control group cite corn as their main cultivated crop. Corn is also the dominant ingredient in the food consumption basket of Mexicans. A value for the market price of corn ( $\bar{p}_q$ ) can be observed directly from administrative records (Ministry of Agriculture). Monthly corn production (in kilogram) of the average *Oportunidades*-eligible household in the control group (which amounts to roughly 300kg) is taken for  $\bar{Q}_P$ . In an analog manner, monthly corn production (in kilogram) of the average *Oportunidades*-ineligible household in the control group (which amounts to roughly 450kg) is taken for  $\bar{Q}_R$ . The number of eligible households in the average control village,  $\bar{n}_P$ , is 35.3. The number of ineligible households in the average control village,  $\bar{n}_R$ , is 8.8.

Values for the following parameters can neither be obtained from administrative records nor from the *Oportunidades* RCT data:

$$\mathbf{\Lambda} = \{\bar{p}_\chi, \bar{L}_i, \bar{\alpha}_q, \bar{\alpha}_x, \bar{m}\} \quad i \in \{\mathbf{P}, \mathbf{R}\}$$

In order to obtain values for these parameters, we exploit that some of the model's endogenous variables, such as food consumption, non-food expenditure, and labor supply, are observed from the control group data. Denote this vector

$$\mathbf{Y}_{\mathbb{C}}^{RCT} = \{q_i^{RCT}, (p_x \times x_i)^{RCT}, L_i^{RCT}\}$$

where the *RCT* superscript (randomized control trial) and  $\mathbb{C}$  subscript is used to indicate sample averages of the *Oportunidades* control group. Denote  $\mathbf{Y}^{sim}(\mathbf{\Lambda})$  the vector of from the model simulated values of these variables. We then calibrate  $\mathbf{\Lambda}$  by minimizing the standardized squared distance between  $\mathbf{Y}_{\mathbb{C}}^{RCT}$  and  $\mathbf{Y}^{sim}(\mathbf{\Lambda})$

$$\min_{\mathbf{\Lambda}} E = \left( \frac{\mathbf{Y}_{\mathbb{C}}^{RCT} - \mathbf{Y}^{sim}(\mathbf{\Lambda})}{\mathbf{Y}_{\mathbb{C}}^{RCT}} \right)^2$$

The full calibration writes

$$\begin{aligned} \min_{\mathbf{\Lambda}} E &= \sum_{i=P,R} \left( \frac{q_i^{RCT} - \bar{\alpha}_q \times I_i / \bar{p}_q}{q_i^{RCT}} \right)^2 \\ &+ \sum_{i=P,R} \left( \frac{(p_x \times x_i)^{RCT} - p_x \times x_i}{(p_x \times x_i)^{RCT}} \right)^2 \\ &+ \sum_{i=P,R} \left( \frac{L_i^{RCT} - [\bar{L}_i - \bar{\alpha}_l \times I_i / \bar{p}_L]}{L_i^{RCT}} \right)^2 \\ &\quad s.t. \\ p_x &= \bar{p}_\chi + \bar{m} \times p_L \\ I_i &= \bar{L} \times p_L + \bar{Q}_i \times \bar{p}_q + \bar{T}_i \\ x_i &= \bar{\alpha}_x \times I_i / p_x \\ (n_P^{RCT} \times x_P^{RCT} + n_R^{RCT} \times x_R^{RCT}) \bar{m} &= n_P^{RCT} \times L_P^{RCT} + n_R^{RCT} \times L_R^{RCT} \\ 1 &= \bar{\alpha}_x + \bar{\alpha}_q + \bar{\alpha}_l \end{aligned}$$

where  $i \in \{P, R\}$ . Table 4 shows all the parameter values of the model.

### C. Model predictions (out-of-sample forecasts)

Having obtained values for the parameters of the model, we then add the cash transfer to the income of the *Oportunidades-eligible* household in control villages, and solve the model. This yields a vector of (on control villages) *simulated* outcomes.

Formally, we compute the simulated treatment effect for some outcome  $Y_j$  of household  $i$ ,  $\theta_{\{i,j\}}^{sim}$ , as the difference between *simulated* control group,  $Y_{\{i,j\}}^{sim} | \{\mathbf{\Omega}, \bar{T}_P=0\}$ , and *simulated* treatment group,  $Y_{\{i,j\}}^{sim} | \{\mathbf{\Omega}, \bar{T}_P>0\}$ .

$$\theta_{\{i,j\}}^{sim} = Y_{\{i,j\}}^{sim} | \{\mathbf{\Omega}, \bar{T}_P>0\} - Y_{\{i,j\}}^{sim} | \{\mathbf{\Omega}, \bar{T}_P=0\}$$

Table 5: Structural estimation *Oportunidades*'s consumption effects

|                                                  | <i>Oportunidades</i> -ineligible Households |                  |
|--------------------------------------------------|---------------------------------------------|------------------|
|                                                  | (1)<br>observed                             | (2)<br>predicted |
| Panel I: <i>Food consumption</i>                 |                                             |                  |
| control group mean ( $C$ )                       | 756.85                                      | 731.08           |
| treatment group mean ( $T$ )                     | 757.34                                      | 759.44           |
| $T - C$<br>(s.e)                                 | 14.01<br>(11.16)                            | 28.35            |
| $(T - C)/C$                                      | 0.019                                       | 0.039            |
| Panel II: <i>Non-food expenditure</i> [quantity] |                                             |                  |
| control group mean ( $C$ )                       | 679.00[n/a]                                 | 592.51[29.17]    |
| treatment group mean ( $T$ )                     | 700.44[n/a]                                 | 615.49[27.09]    |
| $T - C$<br>(s.e)                                 | 31.94[n/a]<br>(24.68)                       | 22.98[-2.08]     |
| $(T - C)/C$                                      | 0.047[n/a]                                  | 0.039[-0.071]    |

The first row of column (1) in panel I and II show March 1999 sample means of household monthly food consumption (Mexican *Peso* value) and non-food expenditure (Mexican *Peso* value) of program ineligible households living in treatment villages. In 1999, the exchange rate was roughly 1 US Dollar=10 Mexican *Peso*. The second row of column (1) in panel I and II show March 1999 sample means of household monthly food consumption (Mexican *Peso* value) and non-food expenditure (Peso value) of program ineligible households living in control villages. The third row of column (1) in panel I and II shows the treatment effect ( $\theta$ ) obtained from the treatment effect regression  $x_i = \text{const.} + \theta \text{treat village}_i + \epsilon_i \forall i \in \text{ineligible}$ , where  $x_i$  is household monthly food consumption (panel I), and household monthly non-food expenditure (panel II), respectively. The fourth row of column (1) in panel I and II show the ratio of treatment effect (third row) over the control group mean (first row). Column (2) in panel I and II show the by the general equilibrium model simulated values. Values in [] are consumed quantities (non-food quantities are not observed from the *Oportunidades* data).

The predictions of the model are shown in table 5. The model predicts an increase in ineligibles' monthly food consumption of roughly four percent. This compares to about two percent observed from the experimental data. The model predicts an increase in ineligibles' monthly non-food consumption *expenditure* of 3.9 percent. This compares to 4.7 percent observed from the experimental data.

The model replicates reasonably well the actual treatment effects. This increases our confidence in the model's simulated changes in non-food quantities. The model, however, predicts a decrease in non-food consumption of about seven percent. Overall, non-poor neighbors' utility falls by two percent.

## 5 Heterogenous Effects

So far, the analysis has focused on average effects. In this section we turn to heterogenous effects. Proposition 2.2 states that the neighborhood effect is

1. decreasing in a household's labor endowment, in the case of non-food consumption

2. not related to a household's labor endowment, in the case of food consumption

In the model, this is because large-labor-endowment households have lower per capita consumption, *ceteris paribus*, than low-labor-endowment households. Therefore, if local wages and non-food prices increase, per capita non-food consumption of the low-labor-endowment households will be more adversely affected. To see this, consider a simple household demand function for non-food,  $x_i/\bar{L}_i = \bar{\alpha}_x I_i/p_x$ , with  $I_i = p_L \bar{L}_i + \bar{p}_q \bar{\lambda}_i \bar{Q}$  and  $p_x = \bar{p}_x + p_L$ . The notation is the same as in section 2. In per capita terms, this demand function writes  $\tilde{x}_i = x_i/\bar{L}_i = \bar{\alpha}_x [p_L \bar{L}_i + \bar{p}_q \bar{\lambda}_i \bar{Q}]/[\bar{p}_x + p_L] \bar{L}_i$ . Deriving with respect to  $p_L$  yields

$$\frac{\partial \tilde{x}_i}{\partial p_L} = \frac{\bar{\alpha}_x}{\bar{p}_x + p_L} - \frac{\bar{\alpha}_x [p_L \bar{L}_i + \bar{p}_q \bar{\lambda}_i \bar{Q}]}{[\bar{p}_x + p_L]^2 \bar{L}_i}.$$

It is easy to see that  $\partial \tilde{x}_i/\partial p_L > 0$  if  $\bar{L}_i \rightarrow \infty$ , and  $\partial \tilde{x}_i/\partial p_L < 0$  if  $\bar{L}_i \rightarrow 0$ .

For per capita food consumption, we have  $\partial \tilde{q}_i/\partial p_L = \bar{\alpha}_q/\bar{p}_q$ . Thus, if local wages increase, per capita food consumption of low-labor-endowment and high-labor-endowment households should be equally affected.

In order to test these predictions, the following regression model is estimated:

$$\begin{aligned} \text{expense\_pcapita}_{i,t}^{\text{non-food}} &= \text{constant} + \theta_1 \text{treat village}_i \\ &+ \theta_2 \text{treat village}_i \times \text{hhsz\_small} \\ &+ \alpha \text{hhsz\_small} + \gamma X'_{i,t_0} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

if  $i \in \text{ineligible}$ ,

where  $\text{expense\_pcapita}_{i,t}^{\text{non-food}}$  is per capita monthly household non-food expenditure. We are primarily interested in the regression coefficient on the interaction effect  $\text{treat village}_i \times \text{hhsz\_small}$ , where variable  $\text{hhsz\_small}$  is a dummy indicating if the number of adult household members is below the sample average.

Columns (1) and (2) in table 6 report the OLS estimates of equation (10). Column (1) shows that the coefficient on the treatment village dummy is positive (though imprecisely measured) when the interaction effects  $\text{treat village}_i \times \text{hhsz\_small}$  is excluded. Including the interaction effects, as column (2) shows, changes the picture. The coefficient on  $\text{treat village}_i \times \text{hhsz\_small}$  is positive. This suggests that the impact of *Oportunidades* on ineligible's non-food consumption,  $\theta_1 + \theta_2$ , is higher for households with above average number of (adult) members.

Columns (3)-(4) show the results of (10) but with per capita food consumption as dependent variable. As expected, the impact of *Oportunidades* on ineligible's food consumption,  $\theta_1 + \theta_2$ , is not strongly related to the average number of (adult) household members.

## 6 Concluding Remarks

This paper studied how redistributive transfers the poorest households of a village affect consumption of the remainder of the village population. This is an important question when measuring the distributional (or overall welfare) impact of cash transfers. Yet, most impact evaluations focus on beneficiaries while 'spill-over' effects remain understudied. From the set of possible channels through which spill-over effects may operate, this paper explored the role of local general equilibrium effects. A structural model of a village populated by poor and non-poor households - calibrated to data from the *Oportunidades* randomized control trial - suggests that transfers to the poor households generate

Table 6: Heterogenous consumption effects of *Oportunidades* on ineligible households

|                    | <i>dependent variable:</i> |                      |                     |                    |
|--------------------|----------------------------|----------------------|---------------------|--------------------|
|                    | non-food consumption       |                      | food consumption    |                    |
|                    | (1)                        | (2)                  | (3)                 | (4)                |
| treat village      | 9.273<br>(7.862)           | 23.157**<br>(10.048) | 12.419**<br>(5.193) | 0.857<br>(4.863)   |
| treat×hhsize_small |                            | -17.453*<br>(10.105) |                     | 11.324*<br>(5.855) |
| number of obs      | 9337                       | 9337                 | 9272                | 9272               |
| R-squared          | 0.004                      | 0.013                | 0.008               | 0.055              |

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ . The dependent variable in columns (1) and (2) is per capita monthly household non-food expenditure, and in columns (3) and (4) per capita monthly food consumption, all measured in Mexican *Peso*. In 1999, the exchange rate was roughly 1 US Dollar=10 Mexican *Peso*. Subscript  $t$  denotes the post-baseline data waves March 1999 (12 months after baseline) or November 1999 (18 months after baseline). treat village indicates whether household lives in a treatment village. Only *Oportunidades*-ineligible households are included in the regression. Standard errors are clustered at the village level. *hhsize\_small* is a dummy indicating if the number of adult household members is below the sample average. Controls include time and state dummies, household size and land size. The top percentile of the dependent variable is excluded.

competing local price effects which increase food consumption, yet potentially decrease non-food consumption of non-poor households. Overall, we find non-poor households' utility to decrease by about two percent.

The lack of data on non-food consumption and prices is the main challenge of the empirical analysis. In the absence of such data, we propose a structural approach to estimate non-food quantities. The results rely on the strong assumption that the model is correctly specified. Further research, with observed data on non-food consumption and prices, would be useful to support the model's predictions. Impact evaluations of cash transfer programs usually collect data on non-food expenditure, but not on consumed quantities. We hope the results presented in this paper will encourage researchers to collect such data in the future.

## References

- Angelucci, M. and G. De Giorgi (2009). Indirect Effects of an Aid Program: How Do Cash Transfers Affect Ineligibles' Consumption? *American Economic Review* 99(1), 486–508.
- Attanasio, O., C. Meghir, and A. Santiago (2012). Education Choices in Mexico: Using a Structural Model and a Randomized Experiment to Evaluate Progresa. *The Review of Economic Studies* 79(1), 37–66.
- Behrman, J. and P. Todd (1999). Randomness in the Experimental Samples of PROGRESA. International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- Bianchi, M. and M. Bobba (2013). Liquidity, Risk, and Occupational Choices. *The Review of Economic Studies* 80(2), 491–511.
- Bobonis, G. and F. Finan (2009). Neighborhood Peer Effects in Secondary School Enrollment Decisions. *The Review of Economics and Statistics* 91(4), 695–716.

- Fafchamps, M. and R. V. Hill (2005). Selling at the farmgate or traveling to market. *American Journal of Agricultural Economics* 87(3), 717–734.
- Fafchamps, M. and S. Lund (2003). Risk-sharing Networks in Rural Philippines. *Journal of Development Economics* 71(2), 261–287.
- Finan, F., E. Sadoulet, and A. de Janvry (2005). Measuring the Poverty Reduction Potential of Land in Rural Mexico. *Journal of Development Economics* 77(1), 27–51.
- Gertler, P. J., S. W. Martinez, and M. Rubio-Codina (2012). Investing Cash Transfers to Raise Long-term Living Standards. *American Economic Journal: Applied Economics* 4(1), 164–192.
- Hoddinott, J. and E. Skoufias (2004). The Impact of PROGRESA on Food Consumption. *Economic Development and Cultural Change* 53(1), 37–61.
- Lalive, R. and M. Cattaneo (2009). Social Interactions and Schooling Decisions. *The Review of Economics and Statistics* 91(3), 457–477.
- Paul Schultz, T. (2004). School Subsidies for the Poor: Evaluating the Mexican Progresa Poverty Program. *Journal of Development Economics* 74(1), 199–250.
- Singh, I., L. Squire, and J. Strauss (1986). Agricultural Household Models, Extensions, Applications and Policy. *The World Bank and Johns Hopkins University Press*.
- Todd, P. and K. Wolpin (2006). Assessing the Impact of a School Subsidy Program in Mexico: Using a Social Experiment to Validate a Dynamic Behavioral Model of Child Schooling and Fertility. *American Economic Review* 96(5), 1384–1417.

## 7 Tables for Online Appendix

Table 7: Descriptive statistics: monthly household consumption

|                                                                                      | (1)          | (2)        | (3)           |
|--------------------------------------------------------------------------------------|--------------|------------|---------------|
|                                                                                      | October 1998 | March 1999 | November 1999 |
| hygiene products (soap, combs, tooth and hair brushes<br>detergents, whiteners)      | 40.1         | 50.3       | 59.2          |
| household utensils (ollas, platos, cazuelas<br>sartenes, sabanas, toallas y cobijas) | 4.6          | 6.2        | 9.8           |
| fuels (gas, carbon, petrol)                                                          | 14.3         | 10.4       | 16.7          |
| electricity (batteries, light, etc.)                                                 | 21.6         | 24.0       | 25.3          |
| industrialized clothes                                                               | 55.4         | 116.5      | 105.2         |
| shoes (tennis shoes, boots, etc.)                                                    | 59.3         | 114.7      | 104.6         |
| school supplies (pens, paper, etc.)                                                  | 15.6         | 10.0       | 28.3          |
| total non-food expenditure                                                           | 344.9        | 468.9      | 495.1         |
| total value of consumed food items                                                   | 513.1        | 471.5      | 520.0         |

Displayed values are sample means of the control group sample. All values are in Mexican *Peso*. In 1999, the exchange rate was roughly 1 US Dollar=10 Mexican *Peso*.



Table 8: Descriptive statistics: Main occupational choice

|                                               | (1)<br>October 1998<br>(in %) | (2)<br>March 1999<br>(in %) | (3)<br>November 1999<br>(in %) |
|-----------------------------------------------|-------------------------------|-----------------------------|--------------------------------|
| agricultural day laborer ( <i>jornalero</i> ) | 60.35                         | 60.13                       | 64.42                          |
| other employment in agricultural sector       | 14.93                         | 12.72                       | 14.87                          |
| self-employed                                 | 10.86                         | 13.4                        | 8.89                           |
| family business                               | 5.06                          | 4.72                        | 3.77                           |
| <i>ejidatario</i>                             | 6.87                          | 5.87                        | 6.42                           |

Displayed values are sample means of the control group sample.

Table 9: Descriptive statistics: Non-agricultural labor supply

|                             | (1)<br>yes/no (in %) | (2)<br>hours per day | (3)<br>days per week | (4)<br>revenue per month |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------------|
| <i>October 1998</i>         |                      |                      |                      |                          |
| tailoring                   | 1.14                 | 4.3                  | 4.3                  | 220.2                    |
| preparing food for sale     | 0.72                 | 5.6                  | 3.7                  | 284.9                    |
| construction/carpenter      | 0.79                 | 8.7                  | 5.5                  | 560.1                    |
| buying and reselling        | 2.17                 | 7.0                  | 5.7                  | 478.6                    |
| transport                   | 0.15                 | 5.6                  | 2.9                  | 1127.5                   |
| fixing items                | 0.01                 | 8.0                  | 6.0                  | 400.0                    |
| wash, iron, cooking for pay | 1.19                 | 5.3                  | 3.0                  | 102.0                    |
| other                       | 3.84                 | 7.0                  | 5.3                  | 1052.5                   |
| <i>March 1999</i>           |                      |                      |                      |                          |
| tailoring                   | 0.77                 | 4.2                  | 4.1                  | 140.8                    |
| preparing food for sale     | 0.35                 | 5.3                  | 4.2                  | 281.1                    |
| construction/carpenter      | 0.87                 | 8.5                  | 5.2                  | 478.1                    |
| buying and reselling        | 2.42                 | 7.3                  | 6.4                  | 394.4                    |
| transport                   | 0.09                 | 5.1                  | 3.5                  | 1162.5                   |
| fixing items                | 0.02                 | 8.0                  | 3.5                  | 1030.0                   |
| wash, iron, cooking for pay | 1.04                 | 5.5                  | 3.2                  | 164.1                    |
| other                       | 2.00                 | 6.5                  | 5.1                  | 442.1                    |
| <i>November 1999</i>        |                      |                      |                      |                          |
| tailoring                   | 0.48                 | 4.0                  | 4.2                  | 242.7                    |
| preparing food for sale     | 0.24                 | 4.7                  | 3.4                  | 275.9                    |
| construction/carpenter      | 0.24                 | 8.1                  | 5.1                  | 900.0                    |
| buying and reselling        | 0.51                 | 7.1                  | 5.0                  | 338.7                    |
| transport                   | 0.05                 | 8.2                  | 3.4                  | 466.0                    |
| fixing items                | 0.00                 | .                    | .                    | .                        |
| wash, iron, cooking for pay | 0.69                 | 5.4                  | 3.0                  | 112.6                    |
| other                       | 0.59                 | 6.2                  | 5.0                  | 582.4                    |

Values shows are sample means of the control group. Values in columns (2) to (4) are conditional on 'yes' in column (1).

Table 10: Descriptive Statistics: Counterfactual characteristics

|                                                                 | Eligible Households       | Ineligible Households     |
|-----------------------------------------------------------------|---------------------------|---------------------------|
|                                                                 | (1)<br>Mean<br>[Std.Dev.] | (2)<br>Mean<br>[Std.Dev.] |
| <i>Household and Community Characteristics</i>                  |                           |                           |
| Gini Index for agricultural land ownership                      |                           | 0.71                      |
|                                                                 | [120.7]                   | [124.9]                   |
| Pre-program household poverty score                             | 701.6<br>[120.7]          | 882.5<br>[124.9]          |
| Monthly food consumption (per capita, peso value)               | 182.5<br>[163.6]          | 198.4<br>[153.2]          |
| Monthly food expenditure (per capita, peso value)               | 137.3<br>[130.1]          | 169.6<br>[145.4]          |
| Monthly non-purchased food consumption (per capita, peso value) | 38.85<br>[591.9]          | 27.86<br>[48.1]           |
| Monthly household disposable income (in peso)                   | 662.1<br>[362.6]          | 795.3<br>[2129.8]         |
| Cultivated area (in hectare)                                    | 0.46<br>[2.77]            | 0.75<br>[2.31]            |
| Hourly wage rate                                                | 5.27<br>[36.14]           | 6.97<br>[25.12]           |
| Livestock holding (principal component index)                   | -0.21<br>[2.41]           | 0.06<br>[3.63]            |
| Household size                                                  | 5.44<br>[2.60]            | 4.82<br>[2.53]            |
| Indigenous household head                                       | 0.36<br>[0.48]            | 0.17<br>[0.37]            |
| Education of head                                               |                           |                           |
| no                                                              | 32.55                     | 26.35                     |
| primary                                                         | 62.03                     | 64.52                     |
| secondary                                                       | 4.92                      | 6.95                      |
| tertiary                                                        | 0.51                      | 2.19                      |
| <i>N</i>                                                        | 6857                      | 1949                      |

Calculations are based on the March 1999 Encel survey. Column (1) displays the sample mean of *Oportunidades*-eligible households residing in control villages. Column (2) displays the sample mean of *Oportunidades*-ineligible households residing in control villages. Standard deviations are reported in brackets. Differences between column (1) and (2) are all statistically significant.

# **OFERTA PÚBLICA INICIAL (IPO), MOBILIDADE DE TRABALHADORES E DIFERENCIAIS SALARIAIS: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL PARA O PERÍODO DE 2002 A 2008**

**Thaís Salzer- UFJF**

**Ricardo Freguglia- UFJF**

**Fernanda Perobelli- UFJF**

## **RESUMO**

Visando compreender os efeitos da reestruturação financeira proporcionada pela abertura de capital das firmas nos salários dos trabalhadores, esse estudo investiga a existência de diferencial salarial decorrente da mobilidade de trabalhadores entre empresas de capital aberto e fechado, controlando-se também, o efeito da mudança de status das empresas de capital fechado para aberto. Utilizou-se um painel de dados inédito que interliga duas fontes de dados: RAIS-Migra e Economática. Estima-se os diferenciais salariais com o controle da heterogeneidade não-observada via efeitos fixos dos trabalhadores. Constatou-se que existe diferencial salarial favorável aos indivíduos que mudam de empresas de capital fechado para aberto.

**Palavras-chave:** Diferenciais Salariais, Mobilidade, Oferta Pública Inicial (IPO)

JEL Classification: J24; J31

## **ABSTRACT**

Seeking to understand the effects of financial restructuring provided by IPO firms in worker wages, this study investigates the existence of wage differentials arising from the mobility of workers between open and closed capital companies, controlling himself also, the effect of changing status of closed to open capital companies. RAIS-Migra and Economática: a panel of unpublished data that interconnects two data sources was used. It is estimated wage differentials with the control of unobserved heterogeneity via fixed effects of workers. It was found that there is a favorable wage differential to individuals who change from closed to open capital companies.

**Keywords:** Wage Differentials, Mobility, Initial Public Offering (IPO)

## 1. INTRODUÇÃO

A desigualdade salarial é um tema de grande debate entre os economistas, sendo as causas e consequências desse fenômeno objeto de elevada preocupação, principalmente em países em desenvolvimento, como o Brasil. Os principais resultados encontrados acerca do tema evidenciam que, independentemente das estruturas e arranjos produtivos dos países, os diferenciais salariais apresentam caráter desigual e estável (Slichter, 1950; Gittleman e Wolff, 1993; Kahn, 1998), instigando ainda mais a investigação das fontes geradoras de diferenciais de rendimentos.

Um fato corroborado na literatura de economia do trabalho se refere a influência das características diferenciadas das firmas, como seu tamanho e setor de atuação, sobre as remunerações fornecidas a seus empregados (Lucas, 1978; Weiss e Landau, 1984; Dunn, 1986; Brown e Medoff, 1989; Gittleman e Wolff 1993). Existem também características relacionadas ao perfil organizacional da firma que afetam o bem estar dos trabalhadores. Empresas bem geridas, que adotam boas práticas de gestão de recursos humanos, tendem a ser mais produtivas e pagar maiores salários (Bloom e Van Reenen, 2007).

Além das características físicas das firmas, outras relacionadas à estrutura financeira das empresas também podem ter influência nos salários pagos aos trabalhadores, já que a segurança financeira das empresas está diretamente relacionada ao bem estar de seus trabalhadores (Chang, 1992; Chang, 1993; Jaggia e Thakor, 1994). Os trabalhadores deveriam exigir maiores remunerações pelo risco relacionado à maior chance de perda de emprego ao trabalharem em empresas mais arriscadas (Novaes e Zingales, 1995; Berger et al., 1997; Chemmanur et al, 2009; Jaggia e Thakor, 1994).

Em geral, os estudos com foco nos diferenciais salariais tendem a considerar os efeitos dessas características associadas a gestão financeira das firmas via controle dos efeitos fixos das empresas. Informações explícitas sobre a estrutura financeira das empresas em que estão empregados os trabalhadores são de difícil acesso e, portanto, a mensuração do impacto da mudança por parte do trabalhador empresas com diferentes estruturas financeiras sobre os diferenciais salariais não é claramente obtida. Nesse sentido, estudos sobre os impactos da mobilidade de trabalhadores entre firmas com gestão de capital fechado e aberto ganham relevância.

Ademais, tendo em vista que o IPO (Initial Public Offering) gera uma reestruturação societária na empresa que altera sua estrutura financeira, de portfólio e organizacional (Bowman e Singh, 1993) de forma a afetar o nível de risco, a cultura empresarial e, conseqüentemente, o bem estar de seus trabalhadores, torna-se necessário verificar se diferentes estruturas de capital das empresas afetam os salários dos trabalhadores.

Para o Brasil, um período de especial importância para a análise de aberturas de capital está compreendido entre os anos 2004 e 2007<sup>1</sup>, que ficou conhecido como o período de *boom* de IPOs<sup>2</sup>, em

---

<sup>1</sup>Neste período foram realizados 99 IPOs na Bovespa.

<sup>2</sup> Este aumento concentrado no número de IPOs (*hot market*) é um fenômeno já observado em outros países (Ritter, 1984).

decorrência do aumento no número de aberturas de capital que ocorreu no país. Nesse período, foram realizados 99 IPOs na Bovespa, passando de 7 empresas que abriram capital em 2002 para 57 empresas em 2007 (BOVESPA, 2011). Nesse contexto, esse estudo tem como objetivo principal, verificar se a mobilidade por parte do indivíduo entre empresas de capital fechado e aberto é um fator gerador de diferencial de rendimentos entre os trabalhadores do Brasil. Além disso, busca-se considerar o efeito da mudança de status da firma de capital fechado para aberto no controle do diferencial de rendimentos dos trabalhadores.

A inovação do estudo está na consideração explícita de dois importantes fatores capazes de gerar diferenciais salariais no avanço do entendimento dos determinantes dos salários dos trabalhadores: a mobilidade dos trabalhadores entre firmas de capital aberto e fechado e a mudança de status da firma, de capital fechado para aberto. Essa contribuição desse artigo está relacionada à riqueza de informações provenientes da associação de duas importantes bases de dados: RAIS-Migra e Economática. A partir dessa associação, torna-se possível identificar, para cada trabalhador, o tipo de empresa ao qual esteve vinculado, em cada ano do período entre 2002 e 2008.

Para examinar essas questões, será analisada a desigualdade de rendimentos brasileira de forma a considerar tanto as características diretamente observáveis, relacionadas aos trabalhadores e seus postos de trabalho, como as habilidades que não podem ser observáveis diretamente<sup>3</sup>, relacionadas à aptidão de cada indivíduo.

Além da presente introdução, o estudo está organizado da seguinte forma. Na seção 2 é exposta a revisão de literatura, que abrange estudos referentes aos determinantes dos salários dos indivíduos com foco nas características das firmas, além de uma análise das mudanças estruturais nas empresas decorrentes da realização do IPO. As seções 3 e 4 apresentam a base de dados e a estratégia empírica, respectivamente. A seção 5 apresenta as estatísticas descritivas, seguidas dos resultados e de testes de robustez desses resultados. Por fim, é apresentada a conclusão do estudo.

## **2. DETERMINANTES DOS SALÁRIOS DOS INDIVÍDUOS – Um enfoque concentrado nas características das firmas**

A existência de diferenciais salariais no mercado de trabalho e a busca pela identificação das fontes geradoras de tais diferenciais são temas de grande relevância na literatura de economia do trabalho em diversos países, tendo em vista que os resultados podem subsidiar a formulação de políticas econômicas não discriminatórias. Com relação ao dinamismo dos diferenciais de renda no mercado de trabalho ao longo dos anos, merece destaque a influência das características das empresas no que tange à capacidade de se manterem competitivas no mercado de trabalho e oferecerem remunerações (monetárias e não monetárias) que possibilitem a atração e manutenção de trabalhadores.

Uma análise do impacto das características das firmas na remuneração dos trabalhadores deve

---

<sup>3</sup>De acordo com Menezes-Filho (2002), exemplos de características não observáveis são: habilidade, criatividade, capacidade de adaptação a mudanças, ambição, capacidade de relacionamentos, etc.

envolver características relacionadas tanto à sua estrutura física, quanto à sua estrutura financeira. Nesse contexto, as características das diferentes indústrias as quais os trabalhadores estão vinculados constituem um importante fator de determinação salarial (Krueger e Summers, 1987; Gibbons e Katz, 1992; Abowd et al., 1999; Jackubson, 1991).

Além das diferenças entre indústrias, o tamanho da firma - em geral medida pelo número de trabalhadores empregados - é outra característica que exerce influência significativa nos diferenciais de remuneração entre indivíduos. São encontradas relações positivas entre o tamanho da firma e os salários pagos por elas (Weiss, 1966; Lucas, 1978; Mellow, 1982; Weiss e Landau, 1984; Dunn, 1986; Brown e Medoff, 1989; Morissette, 1993; Brunello e Colussi, 1998; Abowd et al., 1999; Troske, 1999; Hammitt et al., 2001). Esta relação positiva também é verificada em análises de remunerações fornecidas aos executivos de empresas (Rosen, 1982; Kostiuk, 1990; Baker, Jensen e Murphy, 1988). Há também uma relação positiva entre tamanho das firmas e produtividade das mesmas (Foster, Haltiwanger e Syverson, 2009).

No contexto internacional, existe uma literatura que relaciona a situação financeira das empresas com o bem estar de seus funcionários, de forma que os trabalhadores influenciam a estrutura de capital das empresas ou exigem maiores remunerações pelo risco relacionado à maior chance de perda de emprego ao trabalharem em empresas com maior probabilidade de enfrentarem dificuldades financeiras (Novaes e Zingales, 1995; Berger et al., 1997; Chemmanur et al., 2009; Jaggia e Thakor, 1994).

Novaes e Zingales (1995) analisam a estrutura de capital das empresas com base em custos de agenciamento. Os autores evidenciam que os trabalhadores exercem influência nas decisões de estrutura de capital das empresas visando evitar a perda de emprego. Desta forma, as decisões de estrutura de capital tomadas pelos acionistas e gerentes de empresas diferem da ideal, ou seja, gestores podem escolher fontes e níveis de financiamento diferentes daqueles que maximizariam seu valor com o objetivo de evitar o risco financeiro decorrente da probabilidade de default. Além disso, analisando o impacto da aversão ao risco dos trabalhadores na estrutura de capital das empresas, Jaggia e Thakor (1994) constataram que há um maior bloqueio por parte dos trabalhadores em desenvolverem capacidades específicas às empresas financeiramente mais arriscadas, pois essas proporcionam uma maior probabilidade de perda de emprego. Para contrabalançar esse bloqueio, e seu potencial efeito negativo sobre a produtividade, as firmas deveriam oferecer um salário maior, de forma a incentivar o desenvolvimento de tais capacidades. Portanto, trabalhadores receberiam maiores salários para trabalharem em empresas mais arriscadas, capazes de atenuar o desincentivo à produtividade trazido pelo risco financeiro.

Neste contexto, a aversão ao risco de perder o emprego por parte dos trabalhadores pode gerar um custo relacionado à necessidade de aumentos salariais por se trabalhar em empresas mais arriscadas, sendo tal risco normalmente relacionado ao nível de endividamento (Berk et al., 2010). Chemmanur et al (2009) testam o modelo de Berk et al (2010) para o mercado norte americano e constataam que os incrementos salariais decorrentes da elevação do nível de endividamento das empresas pode ser maior que o benefício fiscal do endividamento, de forma a haver mais uma barreira



ao uso intensivo da dívida (custos salariais) a afetar a estrutura de capital ótima das firmas.

Para o Brasil, Choi (2011) analisou os determinantes do endividamento e os efeitos do custo de capital humano na estrutura de capital das empresas brasileiras. Sua metodologia, baseada no modelo de Berk et al (2010), revelou que aumentos na porcentagem de alavancagem das empresas brasileiras geram aumentos na remuneração dos funcionários, decorrentes da elevação do risco financeiro das empresas.

Não foram encontradas, na literatura consultada, análises da influência direta das características da estrutura societária das empresas brasileiras (capital aberto ou fechado) no salário dos seus funcionários. Esta característica, que está relacionada à forma como as empresas obtêm acesso a recursos para financiar seus investimentos, pode ser relevante na determinação salarial dos profissionais atuantes nelas, já que a abertura de capital é um evento que gera reestruturações de várias ordens na firma.

Quando uma empresa torna-se pública, ela passa por uma reestruturação societária (Martens, 2003). Segundo a definição de Bowman e Singh (1993), esta reestruturação pode ser dividida em três tipos: reestruturação financeira, reestruturação de portfólio e reestruturação organizacional.

A reestruturação de portfólio está relacionada a uma mudança no perfil da empresa proporcionada pela aquisição e venda de linhas significativas de negócio, de forma a aumentar as linhas centrais, remover as linhas periféricas ou desenvolver novas linhas de negócio.

Já a reestruturação organizacional abrange mudanças voltadas ao aumento de eficiência e eficácia da empresa, envolvendo mudanças significativas na equipe de gestores de topo da empresa, além de um possível aumento no ciclo de vida de uma empresa (Nelson 2003). Esta mudança de estrutura organizacional afeta a cultura da empresa, podendo aumentar a rotatividade dos funcionários, inclusive dos mais antigos (Baron *et al.*, 2001; McKinley e Scherer, 2000).

Enquanto esses dois tipos de reestruturação implicariam num aumento do risco operacional da empresa imediatamente pós IPO (*downsizing*, demissões, adequações culturais), ambos possuem o potencial de melhorar as práticas de gestão, incentivar o crescimento e a produtividade futura da empresa, com efeitos positivos sobre os salários, conforme discutido em Bloom e Van Reenen (2007). Por outro lado, a reestruturação financeira está relacionada à mudança da estrutura de capital da empresa proporcionada pela realização do IPO, com potenciais efeitos redutores de risco financeiro. A emissão de ações pode ser uma fonte de financiamento menos custosa comparativamente ao crédito bancário, a depender das características da empresa emissora. Este rebalanceamento da estrutura de capital proporcionado pelo IPO é constatado nos estudos de Pagano, Panetta e Zingales (1998) para empresas italianas e por Bottazzi e Da Rin (2002) para empresas européias.

Quanto aos efeitos sobre o risco financeiro decorrentes do IPO, poder-se-ia pensar que a emissão de ações, em detrimento de endividamento, poderia gerar um efeito negativo nos salários, já que há evidências de que esses variariam de forma diretamente proporcional ao endividamento (Berk, *et al.*, 2010). Além disso, ao abrirem capital, as empresas passam a dispor de mais acesso a recursos financiadores de projetos, além de apresentarem elevação no poder de barganha com instituições

financeiras (Chemmanur e Fuglieri, 1999). Esses fatores contribuiriam para uma maior diversificação e menos risco financeiro e, conseqüentemente, menores salários. Para os EUA, também é verificado que a realização do IPO é condizente com a busca de uma estrutura de endividamento mais benéfica para a empresa, de forma que essas tendem a reduzir sua alavancagem e aumentar a rentabilidade devido às menores despesas financeiras, líquidas de impostos (Mikkelsen *et al.*, 1997).

Neste contexto, seria possível associar uma variação na remuneração dos trabalhadores aos vários tipos de reestruturação por que passa a empresa que decide realizar o IPO. Esta variação salarial pode estar relacionada tanto ao comparativo entre empresas de capital fechado e empresas que realizam IPO, como entre empresas de capital fechado e aberto<sup>4</sup>, além de empresas de capital aberto e empresas que acabam de realizar o IPO. Para o último caso, convém citar o argumento de que as firmas que realizam IPO possuem vantagens competitivas em relação àquelas que já possuem capital aberto de uma mesma indústria (Hsu *et al.*, 2009). Algumas dessas vantagens são o menor endividamento no momento do IPO e a possibilidade de captação de recursos a taxas menores devido ao maior *disclosure* de informação também no momento do IPO.

Assim, conforme discutido, se, por um lado, a oferta pública pode ser negativamente relacionada com os salários dos trabalhadores em decorrência da reestruturação financeira que gera redução do risco de dificuldades financeiras da empresa, por outro, a estruturação organizacional e de portfólio podem mudar o perfil de remuneração da empresa positivamente, em função de mudanças operacionais posteriores ao IPO.

### 3. BASE DE DADOS E VARIÁVEIS

O banco de dados construído para a realização do estudo proposto é resultante de uma compilação de duas fontes de dados longitudinais: RAIS-Migra e Econômica. A primeira fonte de dados, RAIS-Migra, do MTE -- Ministério de Trabalho e Emprego --, é derivada dos registros administrativos da RAIS -- Relação Anual de Informações Sociais. A RAIS abrange mais de 95% do mercado de trabalho formal brasileiro, de forma a representar todo o território nacional sendo, desta forma, análoga a um censo do mercado de trabalho formal brasileiro. Já a RAIS-Migra é vantajosa por disponibilizar microdados em formato longitudinal de modo a permitir o acompanhamento geográfico, setorial e ocupacional da trajetória dos trabalhadores ao longo de todos os anos de análise em que ele esteve empregado no mercado formal. Dessa forma, assume-se que o universo de análise se restringe aos trabalhadores formalmente empregados.

A partir do banco de dados da RAIS-Migra, foi extraída uma amostra aleatória de 2% dos trabalhadores para os anos de 2002 a 2008, referente a indivíduos com renda diferente de zero e idade entre 18 e 64 anos. A razão para se considerar apenas indivíduos com idade entre 18 e 64 anos decorre do fato de este grupo etário compreender a maior parte da força de trabalho brasileira.

---

<sup>4</sup> Neste estudo, tratam-se como 'empresas que realizam IPO' as empresas que abrem capital no ano da realização da abertura de capital. Já as 'empresas de capital aberto', para fins desse estudo, são aquelas que possuem capital aberto em todos os anos após o IPO e não apenas no ano do IPO.

As variáveis discretas extraídas desta base de dados foram: unidade federativa, região metropolitana<sup>5</sup>, setor, sexo, faixa etária, grau de instrução, tamanho do estabelecimento. Já as variáveis contínuas foram rendimento de dezembro em salários mínimos e tempo de emprego. Finalmente, as variáveis fixas foram identificação da firma e do trabalhador.

Devido a erros de medida nas variáveis descritas (inconsistências nas variáveis de gênero, idade e grau instrução), algumas observações foram retiradas, chegando a uma amostra de 1,564,071 observações, em um painel desbalanceado. Para realizar o balanceamento do painel<sup>6</sup>, foram excluídos os indivíduos que não se mantiveram na amostra, ou seja, empregados no mercado formal, em todos os sete anos de análise. Os indivíduos que se mantiveram em todos os anos de análise empregados no mercado de trabalho formal representam 1,530,963 observações, relacionadas a 218,709 trabalhadores.

A segunda fonte de dados utilizada, que possibilitou a extração dos dados financeiros utilizados no estudo, foi o banco de dados do software Economática. O programa permite extrair informações financeiras das empresas de capital aberto e suas oscilações na bolsa de valores.

A união dos dados do Economática com os dados da RAIS-Migra foi feita por meio de um identificador da firma, comum em ambas as fontes. Desta forma, as empresas brasileiras de capital aberto, pertencentes ao Economática, foram identificadas na base de dados da RAIS-Migra, agregando assim importantes variáveis para as análises de determinantes salariais.

A primeira variável agregada a partir da compilação dos bancos de dados recebe o nome, no presente estudo, de "mobilidade". Esta é uma dummy que diferencia os trabalhadores de empresas de capital aberto e fechado. O objetivo dessa variável é verificar o efeito, nos salários dos indivíduos, da mobilidade dos mesmos entre empresas de capital fechado e aberto. Isto ocorre, pois, como a unidade de referência do painel desse estudo refere-se a trabalhadores, as variações nessa variável são decorrentes de mobilidade desses trabalhadores entre as firmas de capital aberto e fechado<sup>7</sup>.

Essa variável recebe valor um para indivíduos que registram CNPJ referente a empresas de capital aberto em cada ano da análise (conforme a variável "identificador da firma" da Rais-migra) e zero para indivíduos que registram CNPJ referente à empresa de capital fechado, também em cada ano de análise. Dessa forma, se um indivíduo trabalha em todos os anos do painel em uma empresa que realizou IPO antes de 2002, a esta variável ("mobilidade") será atribuído valor um para todos os anos. Já se um indivíduo trabalha em todos os anos do painel numa empresa, mas essa empresa realizou IPO em 2005, esta variável receberá o valor zero até o ano 2004 e um de 2005 em diante. Por fim, se um indivíduo

---

<sup>5</sup> A variável referente à região metropolitana é uma dummy que recebe valor um para localidades pertencentes a regiões metropolitanas, e zero para localidades não caracterizadas como regiões metropolitanas.

<sup>6</sup> Optou-se por trabalhar com um painel balanceado, de forma a reduzir o total de missings da amostra. Assim, assume-se que a análise é feita a partir de uma amostra selecionada, na qual todos os trabalhadores mantiveram-se no mercado formal de trabalho em todos os anos do estudo.

<sup>7</sup> Não se exclui a possibilidade da mudança na variável mobilidade ser decorrente de um IPO (empresa fechada se tornando aberta), de forma que a mudança do trabalhador entre empresa de capital fechado e aberto pode ser decorrente da mudança do "status" de uma empresa, sem haver mudança de firma por parte do trabalhador. Esse problema será tratado no teste de robustez realizado na seção 5.

trabalha, em todos os anos, em uma empresa e está nunca realizou IPO, a esta dummy será atribuído valor zero em todos os anos.

Para tentar isolar o efeito de 'mudança no status da firma', caso ele ocorra, do efeito 'mobilidade', criou-se uma segunda variável com o nome de IPO, que é uma dummy que recebe valor um para as empresas que realizam IPO no ano da abertura de capital e zero para as demais empresas e os demais anos. Dessa forma, se um indivíduo trabalha em todos os anos do painel em uma empresa que realizou IPO antes de 2002, a esta variável será atribuído valor zero para todos os anos. Por outro lado, se um indivíduo trabalha em uma empresa que realizou IPO em 2005, esta dummy recebe valor 1 para o ano 2005 e zero para os demais. Por fim, se um indivíduo trabalha, em todos os anos, em uma empresa que nunca realizou IPO, a esta dummy será atribuído valor zero em todos os anos, para este indivíduo.

#### 4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Essa seção tem como objetivo descrever a estratégia empírica para identificar os diferenciais salariais decorrentes da mobilidade de trabalhadores entre empresas de capital fechado e aberto no Brasil. Inicialmente, busca-se calcular o diferencial salarial entre os trabalhadores formais do Brasil, considerando o controle de características observáveis e não observáveis dos indivíduos, características da região, tamanho da firma, além do controle de interesse relacionado à mobilidade de trabalhadores entre empresas de capital aberto e fechado. Vale ressaltar que a identificação da firma - à qual o trabalhador está vinculado - e sua respectiva classificação relativa a abertura ou não de capital é feita pela associação dos dados da Economática aos dados disponibilizados pela RAIS-Migra, do MTE. Se o trabalhador muda de uma firma de capital fechado para uma de capital aberto, a dummy construída para identificar em qual tipo de empresa o trabalhador está assume o valor 1 se a firma é de capital aberto, e o valor 0 caso contrário. Um painel balanceado foi construído, ou seja, fazem parte da amostra os indivíduos que estiveram empregados no mercado formal em todos os anos de análise (2002 a 2008).

A

estratégia econométrica utilizada, portanto, é composta de estimações por Mínimos Quadrados Agrupados, por Efeitos Fixos, por Efeitos Aleatórios e por Primeiras Diferenças, buscando-se o método mais adequado ao modelo em questão<sup>8</sup>. A forma funcional que representa o método de Mínimos

---

<sup>8</sup> A estimação consistente do impacto causal da mobilidade entre firmas de capital fechado e aberto nos diferenciais de salário não é uma tarefa fácil. Vários métodos econométricos poderiam ser usados para se estimar a equação (1), conforme as hipóteses de identificação a serem feitas. Um método que, a princípio, poderia ser utilizado para atingir os objetivos desse estudo é o de diferenças em diferenças. Após a definição dos grupos de comparação por meio da técnica de Propensity Score Matching (Rosenbaum e Rubin, 1983; Heckman et al, 1998), seria possível estimar o efeito da abertura de capital nos salários dos trabalhadores utilizando o método de diferenças em diferenças, por meio da comparação das diferenças dos resultados do grupo de tratamento e controle ao longo do tempo. Entretanto, para a realização do Propensity Score Matching, o grupo de comparação seria encontrado a partir da probabilidade de realização de IPO de cada empresa (entre abertas e fechadas) e, para estimar essa probabilidade, seriam necessárias variáveis referentes à estrutura da empresa não encontradas na RAIS-Migra, nem no Economática, que só fornece informações para as empresas de capital aberto. Ou seja, o experimento necessitaria de informações financeiras detalhadas acerca das empresas de capital fechado que

Quadrados Agrupados é apresentada na equação 1. Nessa equação, o logaritmo da renda é explicado pelas variáveis representadas pelo vetor X. Essas variáveis são: unidade federativa, região metropolitana, setor, sexo, faixa etária, grau de instrução, tamanho do estabelecimento tempo de emprego, tempo de emprego ao quadrado, mobilidade e realização de IPO.

$$\log(\text{renda}_{it}) = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1 \dots N; \quad t = 2002, \dots, 2008 \quad (1)$$

O principal problema decorrente da utilização do método de Mínimos Quadrados Agrupados (MQA) refere-se à necessidade de ausência de correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas, explicitada na equação 2. Isso ocorre, pois os trabalhadores apresentam características não-observáveis<sup>9</sup>, fixas ao longo do tempo, que podem estar correlacionadas com os determinantes salariais. Essa endogeneidade pode gerar estimadores de MQA viesados e inconsistentes.

$$E(\varepsilon_{it} | X_i) = 0 \quad (2)$$

O teste de Breusch-Pagan (1980)<sup>10</sup> é utilizado para verificar a existência de heterogeneidade não-observada dos indivíduos. Para lidar com esse problema de endogeneidade, pode-se considerar os métodos de Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios e Primeiras Diferenças. A forma funcional referente aos métodos de Efeitos Fixos e Aleatórios, que permitem controlar as características não observáveis dos indivíduos, é apresentada na equação abaixo.

$$\log(\text{renda}_{it}) = \alpha + \beta X_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1 \dots N; \quad t = 2002, \dots, 2008 \quad (3)$$

Na equação 3, diferentemente da equação 1, referente ao método de MQO, o logaritmo da renda<sup>11</sup> é explicado por um vetor X de variáveis similares às variáveis da equação 1, pelo vetor c representando as características não observáveis dos indivíduos, que são fixas ao longo do tempo, e pela outra parcela do termo de erro composto,  $\varepsilon_{it}$ , que não é correlacionada com as variáveis explicativas.

No caso do método de Efeitos Fixos, a hipótese de identificação refere-se à ausência de correlação entre o termo de erro,  $\varepsilon_{it}$ , com as variáveis explicativas, representadas pelo vetor  $X_{it}$  e com as características não observáveis dos trabalhadores, que são constantes no tempo, representadas por  $c_i$ . A partir das diferenças dos valores individuais de cada variável em relação aos valores médios, é eliminado o efeito constante ao longo do tempo,  $c_i$ , que poderia estar correlacionado com as variáveis explicativas.

No

---

empregassem os trabalhadores da amostra. Na ausência de tais informações, a aplicação do Propensity Score Matching e o método de diferenças em diferenças não puderam ser realizados no presente estudo.

9 Essas características não observáveis são inatas dos indivíduos, como a motivação, a aptidão, a habilidade.

10 A hipótese nula do teste refere-se à não existência de heterogeneidade não observada. Desta forma, a rejeição desta hipótese acarreta no favorecimento das metodologias de controle das características não-observadas dos indivíduos.

11 O logaritmo da renda refere-se ao logaritmo neperiano da variável de renda, deflacionada pelo IPCA de cada região metropolitana, como explicitado na análise descritiva dos dados.

método de Efeitos Aleatórios, supõe-se que as características não-observáveis,  $c_i$ , não são correlacionadas com cada variável explicativa, em cada período de tempo. Essa é uma hipótese mais rígida que a observada no método de Efeitos Fixos. A estimação do método de Efeitos Aleatórios é derivada do estimador de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), definido em Wooldridge (2002).

Outro método que permite o controle das características não-observáveis dos indivíduos refere-se à estimação por Primeiras Diferenças. Sua forma funcional é apresentada na equação 4. Este modelo também busca eliminar as características constantes para cada indivíduo. Considerando apenas dois períodos de tempo, os estimadores de primeiras diferenças e efeitos fixos são idênticos. Entretanto, quando  $t$  é maior que 2, como é o caso do presente estudo, eles são diferentes. A hipótese de identificação desse modelo é que as variáveis explicativas são estritamente exógenas após a realização da diferença e eliminação do efeito não observável.

Como o painel do presente estudo apresenta um  $n$  (número de observações) grande e um  $t$  (período de tempo) pequeno, e considerando que  $u_{it}$  são serialmente não-correlacionados, os efeitos fixos são mais eficientes que as primeiras diferenças (Wooldridge, 2002).

$$\Delta \log(\text{renda}_{it}) = \beta \Delta X_{it} + \Delta u_{it} \quad i = 1 \dots N; \quad t = 2002, \dots, 2008 \quad (4)$$

Para analisar se o efeito individual,  $c_i$ , pode ser correlacionado com o vetor de variáveis explicativas  $X_{it}$  e, conseqüentemente, verificar qual melhor método a ser empregado, utiliza-se do teste de Hausman (1978)<sup>12</sup>. Vale ressaltar que assume-se que choques econômicos sejam aleatoriamente distribuídos entre os trabalhadores. Caso contrário, pode existir uma situação onde um choque possa provocar um aumento dos salários independente da ocorrência da mobilidade do trabalhador. Por exemplo, suponha a situação em que um trabalhador fica desempregado e, como conseqüência, muda de uma firma de capital fechado para uma firma de capital aberto, encontrando um salário maior. Esse ganho salarial poderia ter ocorrido, mesmo se o trabalhador não tivesse mudado. Outro fator a ser ressaltado é que uma parcela dos indivíduos precisa mudar de firma de capital fechado para aberto - fato que ocorre no presente estudo - a fim de identificar os coeficientes de diferenciais salariais após a inclusão dos efeitos fixos.

## 5. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Essa seção apresenta estatísticas descritivas do banco de dados usado. A análise da estrutura salarial dos trabalhadores do mercado de trabalho formal do Brasil que atuam em empresas de capital aberto e fechado, comparativamente, é realizada com base no banco de dados balanceado, ou seja, pertencem à amostra os indivíduos que permaneceram no mercado de trabalho formal durante os sete anos de análise. A variável utilizada para a análise dos salários individuais é obtida originalmente da RAIS em valores nominais. Com base no IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo) referentes a cada

<sup>12</sup> A hipótese nula do teste de Hausman (1978) é de não existência de correlação entre  $c_i$  e o vetor de variáveis explicativas  $X_{it}$ . Caso exista correlação, rejeita-se a hipótese nula e a estimação é mais adequada a partir do método de efeitos fixos. Caso contrário, não se rejeita a hipótese nula e o estimador de efeitos aleatórios é o mais adequado.



região metropolitana<sup>13</sup>, os salários foram deflacionados.

As

tabelas 1, 2 e 3 mostram a distribuição das observações da amostra de acordo com as variáveis de interesse do estudo. Cerca de 1% das observações referentes aos trabalhadores da amostra apresentam vínculo com empresas de capital aberto, enquanto 99% trabalham em firmas de capital fechado. Tal fato ocorre pela baixa participação relativa das empresas de capital aberto no universo de empresas do Brasil.

Tabela 1: Distribuição dos trabalhadores nas empresas da amostra

|                                    | Freq.     | %    |
|------------------------------------|-----------|------|
| Trab. em firmas de capital fechado | 1,517,400 | 99%  |
| Trab. em firmas de capital aberto  | 13,472    | 1%   |
| Total                              | 1,530,872 | 100% |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra (2002-2008)

Tabela 2: Distribuição dos trabalhadores nas firmas de capital aberto da amostra

|                                                   | Freq.  | %    |
|---------------------------------------------------|--------|------|
| Trab. em firmas de capital aberto                 | 13,472 | 100% |
| Trab. em firmas que realizaram IPO de 2003 à 2008 | 1,446  | 11%  |
| Trab em firmas que realizaram IPO no ano do IPO   | 414    | 3%   |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra (2002-2008)

Tabela 3: Número de empresas que abriram capital

| Ano   | Brasil | Amostra |     |
|-------|--------|---------|-----|
|       | Freq.  | Freq.   | %   |
| 2004  | 7      | 3       | 43% |
| 2005  | 9      | 4       | 44% |
| 2006  | 26     | 7       | 27% |
| 2007  | 64     | 17      | 27% |
| 2008  | 4      | 0       | 0%  |
| Total | 110    | 31      | 28% |

Fonte: Bovespa e RAIS-Migra (2002-2008)

Na tabela 4, observa-se temporalmente as médias salariais de trabalhadores para os grupos de interesse desse estudo: trabalhadores de empresas de capital fechado e aberto. É possível verificar, de forma persistente ao longo dos anos, um diferencial nas médias salariais favorável aos trabalhadores de

<sup>13</sup> O IPCA é calculado pelo IBGE para as onze regiões metropolitanas brasileiras: Brasília, Belo Horizonte, Belém, Curitiba, Fortaleza, Goiânia, São Paulo, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro e Salvador. Para o deflacionamento dos salários por unidade federativa, os valores referentes às regiões metropolitanas foram extrapolados para seus respectivos estados e por critério de proximidade com os demais estados.

empresas de capital aberto. Além disso, em ambos os grupos, a remuneração média dos trabalhadores aumentou ao longo dos anos.

Tabela 4- Análise temporal da renda dos trabalhadores de empresas de capital aberto e fechado

| Trabalhadores de firmas de capital aberto |              |               |       | Trabalhadores de firmas de capital fechado |               |        |
|-------------------------------------------|--------------|---------------|-------|--------------------------------------------|---------------|--------|
| Ano                                       | Renda Média  | Desvio Padrão | Freq. | Renda Média                                | Desvio Padrão | Freq.  |
| 2002                                      | R\$ 3,005.68 | 2949.82       | 1931  | R\$ 1,476.52                               | 2328.03       | 216765 |
| 2003                                      | R\$ 3,170.04 | 3214.00       | 1973  | R\$ 1,511.07                               | 2259.71       | 216723 |
| 2004                                      | R\$ 3,165.63 | 3346.95       | 2146  | R\$ 1,559.52                               | 2292.19       | 216550 |
| 2005                                      | R\$ 3,065.09 | 3130.99       | 2084  | R\$ 1,615.81                               | 2333.58       | 216612 |
| 2006                                      | R\$ 3,327.47 | 3476.18       | 2137  | R\$ 1,727.96                               | 2588.84       | 216559 |
| 2007                                      | R\$ 3,562.54 | 3730.55       | 2160  | R\$ 1,825.98                               | 2603.10       | 216536 |
| 2008                                      | R\$ 3,780.46 | 4109.17]      | 2149  | R\$ 1,981.39                               | 2862.50       | 216547 |

**Fonte:** Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra e Economática (2002-2008)

Com relação à dispersão salarial de cada grupo, os desvios padrão dos salários pagos por empresas de capital aberto são mais elevados que os de empresas de capital fechado, em quase todos os anos de análise. Na análise da estrutura salarial por grupos de características, é possível verificar, de acordo com a tabela 5, que tanto em empresas de capital aberto como de capital fechado os homens são remunerados com médias salariais mais elevadas que as mulheres.

Corroborando a teoria do capital humano, observa-se, para ambos os grupos, que quanto mais elevado o nível de escolaridade, maior a média salarial dos indivíduos. Além disso, a proporção de trabalhadores qualificados (aqueles com ensino superior) nas empresas de capital aberto (33%) é maior que nas empresas de capital fechado (22%).

O tamanho da firma em que se trabalha também apresenta bastante importância na determinação das diferentes remunerações. Esta variável apresentou um resultado interessante no que tange à comparação entre firmas de capital aberto e fechado. Constata-se que, em firmas de capital aberto, as empresas com maior número de funcionários pagam, em média, salários mais baixos que as firmas menores. Já nas empresas de capital fechado, quanto maior a firma, em termos de número de funcionários, maior o salário pago por elas. Também é observado que 84% das empresas de capital aberto são de grande porte, evidenciando que a probabilidade de se realizar o IPO pode estar positivamente relacionada com o tamanho da companhia, como destacado por Chemmanur e Fulghieri (1995). Isso pode ser uma explicação para o fato de que, em empresas de capital aberto, os salários pagos pelas firmas de menor porte são mais elevados, já que, para uma firma de menor porte consiga abrir seu capital ela deve ser bem desenvolvida e isso pode refletir nos seus salários.

Uma análise setorial mostra que o setor com maior concentração de trabalhadores em empresas de capital aberto é o de "Indústria da Transformação" (48%). Esta constatação vai ao encontro dos resultados apresentados por Pagano, Panetta e Zingales (1998), que constata que empresas vinculadas a indústrias apresentam maior probabilidade de abrir capital. Já dentre as empresas de capital fechado,

a maior concentração é apresentada no setor de "Administração pública, defesa e seguridade social" (47%).

Tabela 5- Renda dos trabalhadores de empresas de capital aberto e fechado por variável

| Variável                   | Trab. firmas de capital aberto |       |       | Trab. firmas de capital fechado |        |       |
|----------------------------|--------------------------------|-------|-------|---------------------------------|--------|-------|
|                            | Salário Médio                  | Freq. | %     | Salário Médio                   | Freq.  | %     |
| Está em Reg. Metropolitana | R\$ 3,899.81                   | 9025  | 61.9% | R\$ 1,988.17                    | 647562 | 42.7% |
| Fora de Reg. Metropolitana | R\$ 2,335.54                   | 5555  | 38.1% | R\$ 1,434.80                    | 868730 | 57.3% |
| Feminino                   | R\$ 2,953.84                   | 3905  | 26.8% | R\$ 1,483.90                    | 672211 | 44.3% |
| Masculino                  | R\$ 3,431.84                   | 10675 | 73.2% | R\$ 1,820.23                    | 844081 | 55.7% |
| 1º Etapa do Ensino Fund.   | R\$ 1,734.21                   | 762   | 5.2%  | R\$ 857.79                      | 200244 | 13.2% |
| 2º Etapa do Ensino Fund.   | R\$ 1,655.89                   | 2616  | 17.9% | R\$ 1,015.75                    | 385013 | 25.4% |
| Ensino Médio               | R\$ 2,491.88                   | 6377  | 43.7% | R\$ 1,381.07                    | 596990 | 39.4% |
| Ensino Superior            | R\$ 5,518.27                   | 4825  | 33.1% | R\$ 3,432.44                    | 334045 | 22.0% |
| Até 99                     | R\$ 3,663.98                   | 243   | 1.7%  | R\$ 1,215.50                    | 527067 | 34.8% |
| De 100 a 499               | R\$ 3,921.99                   | 2091  | 14.3% | R\$ 1,637.63                    | 316194 | 20.9% |
| 500 ou mais                | R\$ 3,191.12                   | 12246 | 84.0% | R\$ 2,043.68                    | 673031 | 44.4% |
| 18 A 24                    | R\$ 1,367.70                   | 1149  | 7.9%  | R\$ 828.07                      | 104841 | 6.9%  |
| 25 A 29                    | R\$ 2,113.87                   | 2443  | 16.8% | R\$ 1,150.16                    | 210328 | 13.9% |
| 30 A 39                    | R\$ 3,098.25                   | 5359  | 36.8% | R\$ 1,588.63                    | 495916 | 32.7% |
| 40 A 49                    | R\$ 4,208.34                   | 4248  | 29.1% | R\$ 1,997.05                    | 462959 | 30.5% |
| 50 A 64                    | R\$ 5,035.08                   | 1381  | 9.5%  | R\$ 2,034.33                    | 242248 | 16.0% |

(continua)

Tabela 5- Renda dos trabalhadores de empresas de capital aberto e fechado por variáveis (continuação)

| Variável                                                   | Trab. de firmas de capital aberto |       |       | Trab. de firmas de capital fechado |       |       |
|------------------------------------------------------------|-----------------------------------|-------|-------|------------------------------------|-------|-------|
|                                                            | Renda Média                       | Freq. | %     | Renda Média                        | Freq. | %     |
| <b>Setor</b>                                               |                                   |       |       |                                    |       |       |
| Agricultura, pecuária, silvicultura e exploração florestal | R\$ 975.86                        | 12313 | 2.1%  | R\$ 1,350.33                       | 57    | 0.4%  |
| Pesca                                                      | R\$ 722.94                        | 99    | 0.0%  | -                                  | 0     | 0.0%  |
| Indústrias extrativas                                      | R\$ 2,373.80                      | 1837  | 0.3%  | R\$ 8,691.20                       | 100   | 0.7%  |
| Indústrias de transformação                                | R\$ 2,194.05                      | 83071 | 14.1% | R\$ 2,502.49                       | 7013  | 48.1% |
| Produção e distribuição de eletricidade, gás e água        | R\$ 2,978.57                      | 8368  | 1.4%  | R\$ 3,158.13                       | 3062  | 21.0% |
| Construção                                                 | R\$ 1,623.57                      | 7784  | 1.3%  | R\$ 2,929.34                       | 136   | 0.9%  |
| Comércio, reparação de veículos automotores e objetos      | R\$ 1,439.42                      | 41179 | 7.0%  | R\$ 4,078.48                       | 715   | 4.9%  |
| Alojamento e alimentação                                   | R\$ 862.56                        | 6633  | 1.1%  | R\$ 1,387.83                       | 3     | 0.0%  |
| Transporte, armazenagem e comunicações                     | R\$ 1,798.59                      | 28370 | 4.8%  | R\$ 4,457.02                       | 730   | 5.0%  |

|                                                            |              |        |       |              |      |       |
|------------------------------------------------------------|--------------|--------|-------|--------------|------|-------|
| Intermediação financeira, seguros, prev.complementar       | R\$ 4,577.90 | 20121  | 3.4%  | R\$ 4,803.73 | 2160 | 14.8% |
| Atividades imobiliárias, aluguéis e serviços prestados     | R\$ 1,625.65 | 37582  | 6.4%  | R\$ 5,698.98 | 433  | 3.0%  |
| Administração pública, defesa e seguridade social          | R\$ 1,950.60 | 274635 | 46.6% | R\$ 5,956.02 | 1    | 0.0%  |
| Educação                                                   | R\$ 2,567.97 | 25954  | 4.4%  | -            | 0    | 0.0%  |
| Saúde e serviços sociais                                   | R\$ 1,302.66 | 23551  | 4.0%  | R\$ 3,507.83 | 123  | 0.8%  |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais              | R\$ 1,743.50 | 18019  | 3.1%  | R\$ 3,082.84 | 46   | 0.3%  |
| Serviços domésticos                                        | R\$ 468.04   | 103    | 0.0%  | R\$ 8,211.97 | 1    | 0.0%  |
| Organismos internacionais e outras inst. extraterritoriais | R\$ 3,476.64 | 76     | 0.0%  | -            | 0    | 0.0%  |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra e Económica (2002-2008)

## 6. RESULTADOS

Essa seção apresenta os resultados econométricos do artigo. Primeiro, são analisadas as estimativas para o impacto da mobilidade de trabalhadores entre firmas de capital fechado e aberto e seus respectivos controles. Ao final, são apresentados testes de robustez dos resultados são realizados.

A tabela 6 apresenta os coeficientes das regressões estimados por Mínimos Quadrados Agrupados (MQA)<sup>14</sup>, Efeitos Aleatórios (EA), Efeitos Fixos (EF) e Primeiras Diferenças (FD) para as dummies referentes a setor, tamanho do estabelecimento, realizou IPO e para as variáveis de interesse: "mobilidade" (uma dummy que identifica o tipo de empresa a que os trabalhadores estão vinculados, ou seja, de capital aberto ou fechado, e capta o efeito da mobilidade dos trabalhadores entre esses tipos de empresas). Além das variáveis expostas na tabela e da constante, as regressões também apresentam o controle de outras variáveis<sup>15</sup>: ano, tempo de emprego<sup>16</sup>, tempo de emprego ao quadrado, faixa etária, grau de instrução, sexo, unidade federativa, região metropolitana.

<sup>14</sup> Mínimos Quadrados Agrupados refere-se às regressões pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários, empilhando os anos de 2002 à 2008.

<sup>15</sup> No modelo de Efeitos Fixos, além da variável de gênero, que é excluída automaticamente por não apresentar variação no tempo, as variáveis de grau de instrução e faixa etária também são desconsideradas, já que a variabilidade destas, para cada trabalhador individualmente não é significativa.

<sup>16</sup> Medida em meses de emprego no mesmo vínculo (senioridade).

**Tabela 6: Diferenciais de Renda- Regressões em Painel**

| <b>Variável dependente: Logaritmo do salário real</b>             |                      |                      |                      |                      |
|-------------------------------------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Variáveis independentes</b>                                    | <b>MQA</b>           | <b>EA</b>            | <b>EF</b>            | <b>FD</b>            |
| Capital aberto                                                    | 0.121***<br>(0.006)  | 0.070***<br>(0.005)  | 0.042***<br>(0.005)  | 0.049***<br>(0.006)  |
| Capital Fechado                                                   | (omitida)            |                      |                      |                      |
| Realizou IPO                                                      | -0.098***<br>(0.031) | -0.041***<br>(0.015) | -0.017<br>(0.014)    | -0.019*<br>(0.011)   |
| Não Realizou IPO                                                  | (omitida)            |                      |                      |                      |
| <b>SETOR</b>                                                      |                      |                      |                      |                      |
| Agricultura, pecuária, silvicultura e exploração florestal        | 0.115***<br>(0.003)  | -0.095***<br>(0.004) | -0.020***<br>(0.005) | -0.009<br>(0.005)    |
| Pesca                                                             | 0.196***<br>(0.020)  | -0.134***<br>(0.024) | -0.091***<br>(0.025) | -0.068**<br>(0.027)  |
| Indústrias extrativas                                             | 0.858***<br>(0.009)  | 0.224***<br>(0.007)  | 0.145***<br>(0.007)  | 0.099***<br>(0.008)  |
| Indústrias de transformação                                       | 0.386***<br>(0.002)  | 0.063***<br>(0.003)  | 0.055***<br>(0.003)  | 0.056***<br>(0.003)  |
| Produção e distribuição de eletricidade, gás e água               | 0.643***<br>(0.005)  | 0.302***<br>(0.007)  | 0.142***<br>(0.009)  | 0.090***<br>(0.010)  |
| Construção                                                        | 0.301***<br>(0.004)  | -0.005<br>(0.004)    | -0.001<br>(0.004)    | 0.019***<br>(0.004)  |
| Comércio, reparação de veículos automotores e objetos             | 0.192***<br>(0.002)  | -0.040***<br>(0.003) | -0.023***<br>(0.003) | -0.008**<br>(0.003)  |
| Alojamento e alimentação                                          | 0.044***<br>(0.003)  | -0.139***<br>(0.005) | -0.075***<br>(0.005) | -0.052***<br>(0.006) |
| Transporte, armazenagem e comunicações                            | 0.303***<br>(0.002)  | 0.008**<br>(0.003)   | -0.001<br>(0.004)    | 0.013***<br>(0.004)  |
| Intermediação financeira, seguros, prev.complementar              | 0.694***<br>(0.004)  | 0.341***<br>(0.005)  | 0.162***<br>(0.005)  | 0.118***<br>(0.006)  |
| Atividades imobiliárias, aluguéis e serviços prestados            | 0.082***<br>(0.002)  | -0.092***<br>(0.002) | -0.076***<br>(0.003) | -0.046***<br>(0.003) |
| Adm. pública, defesa e seguridade social                          | (omitida)            |                      |                      |                      |
| Educação                                                          | 0.161***<br>(0.003)  | -0.042***<br>(0.003) | -0.097***<br>(0.003) | -0.085***<br>(0.003) |
| Saúde e serviços sociais                                          | 0.099***<br>(0.002)  | -0.009***<br>(0.003) | 0.008**<br>(0.004)   | -0.002<br>(0.004)    |
| Outros serviços coletivos, sociais e pessoais                     | 0.124***<br>(0.003)  | -0.038***<br>(0.003) | -0.036***<br>(0.003) | -0.029***<br>(0.004) |
| Serviços domésticos                                               | -0.173***<br>(0.016) | -0.276***<br>(0.029) | -0.143***<br>(0.032) | -0.074**<br>(0.032)  |
| Organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais | 0.589***<br>(0.043)  | 0.174***<br>(0.030)  | 0.139***<br>(0.031)  | 0.033<br>(0.025)     |

(continua)

**Tabela 6: Diferenciais de Renda- Regressões em Panel (continuação)**

| <b>Variável dependente: Logarítmo do salário real</b> |                      |                       |                      |                      |
|-------------------------------------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Variáveis independentes</b>                        | <b>MQA</b>           | <b>EA</b>             | <b>EF</b>            | <b>FD</b>            |
| <b>TAMANHO</b>                                        |                      |                       |                      |                      |
| Até 499                                               | -0.265***<br>(0.001) | -0.154***<br>(0.002)  | -0.121***<br>(0.002) | -0.083***<br>(0.002) |
| De 500 a 999                                          | -0.077***<br>(0.001) | -0.052***<br>(0.001)  | -0.036***<br>(0.001) | -0.024***<br>(0.001) |
| Mais de 1000                                          | (omitida)            |                       |                      |                      |
| Constante                                             | 7.171***<br>(0.003)  | 7.223***<br>(0.003)   | 6.910***<br>(0.003)  |                      |
| <b>Observações</b>                                    | 1,530,872            | 1,530,872             | 1,530,872            | 1,312,176            |
| <b>R<sup>2</sup></b>                                  | 0.477                | -                     | -                    | 0.0396               |
| <b>(within)</b>                                       | -                    | 0.1556                | 0.1666               | -                    |
| <b>(between)</b>                                      | -                    | 0.4615                | 0.1774               | -                    |
| <b>(overall)</b>                                      | -                    | 0.4182                | 0.1301               | -                    |
| <b>Hausman</b>                                        | -                    | $\chi^2 = 122,023.68$ |                      | -                    |
| <b>Número de pis</b>                                  | 218,696              | 218,696               | 218,696              | 218,696              |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra e Económica (2002-2008)

Nota:\*\*\* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \* significativo a 10%; erro-padrão entre parêntese; além da constante, foram incluídas como controle as variáveis: ano, experiência, faixa etária, região metropolitana, unidade federativa, grau de instrução e sexo.

Pode-se observar a existência de diferenciais de rendimentos relacionados aos controles utilizados nas quatro estimações realizadas. A estimação por MQA revela o diferencial de rendimento sem considerar o controle da habilidade não observável dos trabalhadores. De fato, o teste de Breusch-Pagan (1980) aponta para a existência de heterogeneidade não observada dos indivíduos através da rejeição da hipótese nula de ausência de heterogeneidade não observada. Nota-se, ao comparar os coeficientes de MQA com os de EF, EA e FD, uma redução significativa na magnitude da maioria dos coeficientes estimados, corroborando a existência de vies decorrente da ausência de controle das habilidades não observadas. O teste de Hausman aponta para o método de Efeitos fixos como o mais adequado em relação ao método de EA. Além disso, como citado na metodologia, diante de um painel com n grande e um t pequeno, e considerando que os erros são serialmente não correlacionados, os resultados de EF são mais eficientes que os de FD.

Constata-se, a partir da análise da variável "mobilidade" que existe um diferencial de rendimentos decorrente da mobilidade de trabalhadores entre empresas de capital fechado e de capital aberto. Este diferencial apresenta-se favorável aos indivíduos que se movem para empresas de capital aberto. Os quatro métodos utilizados apontam para tal resultado, sendo que a análise por MQA aponta para um



diferencial de rendimento de cerca de 12% favorável aos trabalhadores que mudam para empresas de capital aberto. Este percentual se reduz para 4% ao inserir o controle de efeitos fixos, refletindo uma relação entre a habilidade dos indivíduos e o tipo de empresa em que se trabalha. Esta relação pode refletir uma maior aptidão relacionada a indivíduos que mudam para empresas de capital aberto.

Já a variável "realizou IPO" mostra, pelo método de MQA, que este evento tem um impacto negativo nos salários dos trabalhadores, o que pode ser decorrente do fato de a reestruturação financeira gerada pelo IPO tornar as empresas menos arriscadas, permitindo que elas paguem menores salários aos empregados diante da redução do risco de perda de emprego observado por eles (Novaes e Zingales, 1995; Berger et al., 1997; Chemmanure et al., 2009). Entretanto, ao se controlar pelas características não observáveis dos indivíduos, esta variável deixa de ser significativa.

Esta não significância da variável "realizou IPO" pode refletir que esse evento não gera impacto nos salários dos trabalhadores. Entretanto, diante da baixa representatividade dos trabalhadores da amostra em empresas que realizaram o IPO nos anos deste estudo, como mostrado na tabela 3, a robustez deste resultado será testada na próxima seção. Uma análise da variável relacionada ao tamanho da firma mostra que, para todos os modelos utilizados, quanto maior o tamanho da empresa, em termos de números de funcionários, maior os salários pagos por ela. O resultado dessa variável converge com os resultados encontrados na literatura, na qual existe diferencial de rendimentos favorável às empresas maiores (Weiss 1966; Lucas, 1978; Weiss e Landau, 1984; Dunn, 1986; Brown e Medoff, 1989).

Ao se comparar os métodos de MQA e EF, observa-se uma redução nos coeficientes, de forma que parte do diferencial salarial que estava sendo atribuído ao tamanho das firmas empregadoras, na verdade era decorrente da habilidade inata pertencente aos seus trabalhadores.

Os coeficientes referentes ao setor de atuação também obtiveram significativas reduções decorrentes do controle dos efeitos fixos. O setor que apresentou maior coeficiente, refletindo as melhores remunerações, foi o de "Intermediação financeira, seguros e previdência complementar".

## 6.1. TESTES DE ROBUSTEZ

Vale ressaltar que dois problemas podem estar influenciando os coeficientes de interesse. O primeiro está relacionado à variável IPO. O objetivo dessa variável é captar o efeito da abertura de capital nos salários dos indivíduos, ou seja, o efeito de uma mudança no "status" da firma de capital fechado para capital aberto, no ano desta mudança, na remuneração fornecida pelas mesmas. Entretanto, existe uma baixa representatividade do número de trabalhadores da amostra vinculados a empresas que realizaram IPO no período de análise (2002 a 2008). Isso ocorre, pois, mesmo a amostra abrangendo o período do boom de IPOs, a representatividade de trabalhadores destas empresas com relação ao total de trabalhadores existentes no mercado formal brasileiro é baixa. Nesse sentido, extraiu-se a população dos trabalhadores ligados às empresas que realizaram IPO no período de análise, aplicando os mesmos filtros utilizados na análise anterior, explicitados na seção de "Base de dados". Desta forma, obtém-se uma maior representatividade de trabalhadores em empresas que realizaram IPO no período. A partir daí,

a metodologia explicitada na seção metodológica foi replicada para essa nova amostra.

Os resultados do primeiro teste de robustez são apresentados na tabela 7. Nela são apresentados, comparativamente, os resultados das estimativas para os coeficientes das dummies de "realizou IPO" e mobilidade entre firmas de capital aberto e fechado, usando os métodos de Mínimos Quadrados Agrupados (MQA - pooled cross-section), Efeitos Aleatórios (EA), Efeitos Fixos (EF) e Primeiras Diferenças (FD).

**Tabela 7: Diferenciais de Salários entre trabalhadores de firmas que realizaram IPO**

| <b>Variável dependente: Logaritmo do salário real</b> |            |           |           |           |
|-------------------------------------------------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| <b>Variáveis independentes</b>                        | <b>MQA</b> | <b>EA</b> | <b>EF</b> | <b>FD</b> |
| <b>IPO</b>                                            |            |           |           |           |
| Realizou IPO                                          | 0.016*     | 0.015***  | 0.020***  | 0.007**   |
|                                                       | (0.010)    | (0.004)   | (0.004)   | (0.003)   |
| Não Realizou IPO                                      | (omitida)  |           |           |           |
| Mobilidade (Capital aberto)                           | 0.346***   | 0.186***  | 0.123***  | 0.044*    |
|                                                       | (0.058)    | (0.030)   | (0.030)   | (0.024)   |
| Mobilidade (Capital fechado)                          | (omitida)  |           |           |           |
| <b>Observações</b>                                    | 57,148     | 57,148    | 57,148    | 48,984    |
| <b>R<sup>2</sup></b>                                  | 0.692      | 0.151     | 0.149     | 0.033     |
| <b>Número de pis</b>                                  | 8,164      | 8,164     | 8,164     | 8,164     |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra e Econômica (2002-2008)

Nota: vide tabela 6.

A forma funcional usada em todos os quatro métodos de estimação é a mesma, envolvendo, além das variáveis de interesse nas regressões -- dummies de "realizou IPO" e "Mobilidade"-- os mesmos controles utilizados na seção anterior. Os resultados das estimativas de MQO, reportados na primeira coluna, expõem a elevada desigualdade salarial existente entre os trabalhadores de empresas que realizaram IPO no período de análise do mercado formal brasileiro. Com relação à variável de interesse, IPO, evidencia-se um pequeno efeito salarial positivo (1,6%) proporcionado pela abertura de capital das firmas.

Ao inserir o controle dos efeitos não observados, seja pelo método de efeitos aleatórios, seja pelo de efeitos fixos, percebe-se novamente uma considerável alteração nos diferenciais salariais estimados. Em geral, os diferenciais salariais apresentam sua magnitude reduzida comparativamente ao método de MQO. O método de Efeitos Fixos é novamente considerado o mais adequado, mostrando que o IPO tem efeito positivo de cerca de 2% sobre o salário dos trabalhadores. Este resultado foi significativo a um nível de 1% de significância, diferentemente do resultado encontrado na tabela 6. Esta mudança pode ser atribuída à maior representatividade de trabalhadores na nova amostra, em relação ao baixo número de trabalhadores da amostra vinculados a empresas que realizaram IPO na amostra utilizada na seção anterior. Esse resultado pode refletir que, para o Brasil, o efeito positivo da realização do IPO sobre os salários dos trabalhadores, decorrente da reestruturação organizacional e de portfólio da empresa,

expostos por Bowman e Singh (1993), supera o efeito negativo esperado em decorrência da alteração na estrutura de capital da empresa acarretada pelo IPO, conhecida como reestruturação financeira.

O controle de mudança de trabalhadores entre empresas de capital fechado e aberto também foi significativo ao nível de significância de 1%, e evidencia que indivíduos que mudam para empresas de capital aberto no ano da realização do IPO têm um ganho salarial de cerca de 12%, comparativamente aos que não mudam.

O segundo possível problema está associado à variável "mobilidade". Como explicado na seção de descrição dos dados, esta variável recebe o valor um para trabalhadores vinculados a empresas de capital aberto e zero para trabalhadores vinculados a empresas de capital fechado. O efeito que se deseja extrair desta variável refere-se à variação salarial decorrente de uma mudança por parte dos trabalhadores entre firmas de capital aberto e fechado.

O problema surge na existência de firmas que abrem capital durante o período de análise, de forma que a mudança do trabalhador entre empresa de capital aberto e fechado pode ser decorrente da mudança do "status" de uma empresa, sem haver mudança por parte do trabalhador, de forma a tornar endógeno o efeito do IPO com o efeito da mudança de firma por parte do trabalhador.

Para solucionar esta questão foi extraída uma amostra de 2% da população, filtrando indivíduos que trabalharam em empresas que realizaram IPO no período da amostragem (2002 a 2008), além dos demais filtros citados na seção de descrição de dados. Assim, as empresas de capital aberto presentes nessa amostra realizaram IPO antes de 2002. Com esta nova amostra, o efeito a ser captado com a variável "mobilidade" representa o efeito puro da mudança por parte dos trabalhadores entre empresas de capital aberto e fechado, sem se misturar com o efeito da realização do IPO.

A tabela 8 apresenta os resultados referentes a esse segundo teste de robustez. Nesta análise, não foram consideradas na amostra empresas que realizaram IPO no período de 2002 a 2008 de forma que o coeficiente da variável de interesse reflète o efeito puro da mudança por parte dos trabalhadores entre empresas de capital aberto e fechado, eliminando-se o efeito da variação no status da própria firma entre capital fechado e aberto.

**Tabela 8: Diferenciais de Renda entre empresas que não realizaram IPO de 2002 a 2008**

**Variável dependente: Logaritmo do salário real**

| Variáveis independentes      | MQA                 | EA                  | EF                  | FD                  |
|------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| VARIABLES                    |                     |                     |                     |                     |
| <b>Capital</b>               |                     |                     |                     |                     |
| Mobilidade (Capital aberto)  | 0.128***<br>(0.006) | 0.097***<br>(0.005) | 0.061***<br>(0.006) | 0.065***<br>(0.007) |
| Mobilidade (Capital Fechado) | (omitida)           |                     |                     |                     |
| <b>Observações</b>           | 1,526,490           | 1,526,490           | 1,526,490           | 1,308,420           |
| <b>R<sup>2</sup></b>         | 0.478               | 0.176               | 0.169               | 0.04                |
| <b>Números de pis</b>        | 218,070             | 218,070             | 218,070             | 218,070             |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS-Migra e Economática (2002-2008)

Nota: vide tabela 6.

Na tabela são reportados novamente os resultados das estimativas para os coeficientes das dummies de "mobilidade", tamanho da firma e setor usando MQA, EA, EF e FD. Os resultados das estimativas de MQA, evidenciam a desigualdade salarial existente entre os trabalhadores do mercado de trabalho formal brasileiro, sem o controle de habilidades não observáveis dos trabalhadores. Com relação à variável de interesse, "mobilidade", evidencia-se um diferencial salarial de cerca de 12%<sup>17</sup> em favor das empresas de capital aberto, em relação às empresas de capital fechado.

Ao inserir o controle dos efeitos não-observados, a análise do método de EF, definido pelo teste de Hausman como o mais apropriado em detrimento do método de EA, apresenta uma redução na dimensão dos diferenciais salariais favoráveis às empresas de capital aberto, sendo agora 6% este diferencial. Constata-se que houve uma pequena variação positiva deste coeficiente, comparativamente ao da tabela 6, na qual este efeito poderia estar sendo influenciado pela mudança do status da firma, e não apenas na mudança entre firmas de capital fechado e aberto por parte do trabalhador.

## 7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Visando compreender os efeitos da reestruturação financeira proporcionada pela abertura de capital das firmas nos salários dos trabalhadores, o presente estudo investigou a existência de diferencial de rendimento decorrente da mobilidade de trabalhadores entre empresas de capital aberto e fechado. Também foi controlado o impacto da realização do IPO nos salários dos trabalhadores. Para tanto, foi utilizado um painel de dados de trabalhadores extraídos da RAIS-Migra e interligado com dados do Economática referente aos anos de 2002 a 2008.

Os principais resultados obtidos mostram que, após o controle das variáveis não observáveis dos indivíduos, trabalhadores que mudam para empresas de capital aberto são mais bem remunerados que os demais. O teste de robustez realizado corrobora esse resultado. Não houve uma robustez, porém, do efeito do IPO sobre a remuneração dos trabalhadores. Inicialmente considerado não significativo, esse efeito apresentou-se significativo ao se realizar o teste de robustez dos resultados. Se, por um lado, pode-se esperar um efeito negativo nos salários decorrente da realização do IPO, já que a abertura de capital é considerada como uma fonte de financiamento em detrimento de dívida e os trabalhadores apresentam aversão ao risco de perder o emprego por trabalharem em empresas mais endividadas, por outro lado, a realização do IPO gera uma reestruturação organizacional e de portfólio que acarretam em uma mudança na cultura organizacional da empresa, podendo modificar a estrutura de remunerações de maneira

---

<sup>17</sup> Observa-se que mesmo utilizando uma amostra diferente, o coeficiente calculado foi bem similar ao estimado na regressão principal, evidenciando que as firmas que abriram capital durante o período de análise não exerceram grande influência neste resultado.

positiva, proporcionando um efeito positivo do IPO nos salários dos trabalhadores. Extensões futuras do presente estudo caminham na direção de se investigar tais efeitos mais detalhadamente.

## 8. REFERÊNCIAS

- ABOWD, J. KRAMARZ, F.; MARGOLIS, D. (1999), High Wage Workers and High Wage Firms, *Econometrica*, 67, 2, pp. 251-333
- BAKER, G., M. JENSEN e K. J. MURPHY (1988), Compensation and Incentives: Practice vs. Theory, *Journal of Finance*, 43(3), 593-616.
- BARON, J., HANNAN, M. e BURTON, D. (2001) 'Labor pains: Change in organizational models and employee turnover in young, high-tech firms', *American Journal of Sociology*, 106(4):960--1011.
- BERGER, P. G. et al. (1997) Managerial Entrenchment and Capital Structure Decisions. *Journal of Finance* [S.l.], v. 52, n. 4, p. 1411.
- BERK, J. B. et al.(2010) Human Capital, Bankruptcy, and Capital Structure.The *Journal of Finance*[S.l.], v. 65, n. 3, p. 891-926.
- BLOOM, N., e J. Van REENEN. (2007) Measuring and explaining management practices across firms and countries. *Quarterly Journal of Economics* (November): 1351-- 1408.
- BOTTAZZI, L., e Da RIN, M. (2002). Venture capital in Europe and the financing of innovative companies. *Economic Policy*, 17(34), 229-270.
- BOWMAN, E. e SINGH, H. (1993) 'Corporate restructuring: Reconfiguring the firm', *Strategic Management Journal*, 14(Special Issue) : 5--14.
- BROWN, C. e MEDOFF, J. (1989) The employer size-wage effect, *Journal of Political Economy*, October, 97(5), 1027-59
- BRUNELLO, G; COLUSSI, A (1998), "The employer size-wage effect: evidence from Italy", *Labour Economics*, 5, pp. 217-230
- CHANG, C. (1992) Capital Structure as an Optimal Contract between Employees and Investors. *Journal of Finance* [S.l.], v. 47, n. 3, p. 1141-58.
- CHANG, C. (1993) Payout policy, capital structure, and compensation contracts when managers value control. *Review of Financial Studies* [S.l.], v. 6, n. 4, p. 911-933, October 1.
- CHEMMANUR, T. J. et al. (2009) Capital Structure and Employee Pay: An Empirical Analysis.SSRN e Library [S.l.].
- CHEMMANUR, T.J., FULGHIERI, P., (1999). "A Theory of the Going Public Decision".*Review of Financial Studies* 12, 249-279.
- CHOI , D.Y. (2011) Capital humano e estrutura de capital: evidências de empresas brasileiras. . Dissertação(MestradoemAdministração de Empresas). FGV-SP.
- DUNN. L. F. (1986) Work disutility and compensating differentials: estimation of factors in the link between wages and firm size. *Review of Economics and Statistics*. v. 69, n. 1, p. 67-73.
- FOSTER L. HALTIWANGER J. e SYVERSON C, (2009) Reallocation, Firm Turnover and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability. *American Economic Review*, 98 (1): 394-425.
- GIBBONS, R. e KATZ, L. (1992). Does unmeasured ability explain inter-industry wage differentials? *Review of Economic Studies*, 59:515-535.
- GITTLEMAN, M. e WOLFF, E. N. (1993). International comparisons of inter-industry wage differentials. *Review of Income and Wealth*, 39:295-312.
- HAUSMAN, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, n. 46, p. 1251-1272.
- HAMMITT, J.; LIU, J; TSOU, M (2001), The Impact of Advanced Technology Adoption on Wage Structures: Evidence from Taiwan Manufacturing Firms, *Economica*, 68, 271, pp. 359-378
- HECKMAN, J.J., ICHIMURA, H. and TODD, P.E. (1998), "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies* 65, 261-294.
- HSU, H-C, Adam V. Reed, e JörgRocholl, (2009), The New Game in Town: Competitive Effects of IPOs, *Journal of Finance*, forthcoming.

- JACKUBSON, G. (1991), Estimation and testing of the union wage effect using panel data, *The Review of Economic Studies* 58(5), 971--991.
- JAGGIA, P. B.; THAKOR, A. V. (1994) Firm-Specific Human Capital and Optimal Capital Structure. *International Economic Review* [S.I.], v. 35, n. 2, p. 283-308.
- KAHN, L. M. (1998) Collective bargaining and the inter-industry wage structure: international evidence. *Economica*, v. 65, p. 507-534.
- KOSTIUK, P. (1990), Firm Size and Executive Compensation, *Journal of Human Resources*, 25(1), 90-105.
- KRUEGER, A. B. e SUMMERS, L. H. (1987). Reflections on inter-industry wage structure. In Lang, K. e Leonard, J., editor, *Unemployment and the Structure of Labor Markets*. Basil Blackwell, Oxford.
- MARTENS, M.L.(2003) IPO effects: Corporate restructuring when a firm goes public, *Journal of Public Affairs*, 4 (2), 155-169.
- MCKINLEY, W. e SCHERER, A. G.(2000), Some unanticipated consequences of organizational restructuring. *The Academy of Management Review*, v. 25, n. 4, p. 735-52.
- MELLOW, W. (1982)"Employer Size and Wages", *Review of Economics and Statistics*, 64, 3, pp. 495-501
- MIKKELSON, W. H.; PARTCH M.; SHAH K. (1997); Ownership and operating performance of companies that go public; *Journal of Financial Economics*;44, 281--308;
- MORISSETTE, R. (1993), Canadian jobs and firm size: do smaller firms pay less? *Canadian Journal of Economics*, XXVI, No. 1, pp. 159-174
- NELSON, T. (2003) The persistence of founder influence: Management, ownership, and performance effects at initial public offering, *Strategic Management Journal*, 24(8): 707--24.
- NOVAES, W.; ZINGALES, L. (1995) Capital Structure Choice when Managers are in Control: Entrenchment versus Efficiency. *National Bureau of Economic Research*, Inc Dec.
- PAGANO, M., F. PANETTA e L. ZINGALES, (1998), Why do Companies Go Public? An Empirical Analysis, *Journal of Finance*, Vol. 53, no. 1.
- RITTER, J., (1984), The 'hot issue' market of 1980, *Journal of Business* 57, 215-240.
- ROSEN, S. (1982), Authority, Control, and the Distribution of Earnings, *The Bell Journal of Economics*, 13(2), 311-323.
- ROSENBAUM, P., RUBIN. D. (1983) The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika* 70:1.
- SLICHTER, S.H. (1950) Notes on the structure of wages. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, c.32, n.1, p. 80-91
- TROSKE, K. (1999) Evidence on the employer size-wage premium from worker-establishment matched data, *Review of Economics and Statistics*, 81, 1, pp. 15-26
- WEISS, A., LANDAU J. (1984) : Wages, Hiring Standards, and Firm Size, *Journal of Labor Economics* ,2, 477-499
- WEISS, L. (1966) Concentration and Labor Earnings. *American Economic Review*. v. 56. n. 1/2, p.96-117.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, MA.



# Troca de diretor e desempenho da escola

Jéssica Gagate Miranda

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

2014

## Resumo

O presente estudo tem como objetivo contribuir para a investigação de quais são os determinantes de uma educação de qualidade. Nossa contribuição neste assunto foi feita através da avaliação do impacto da troca dos diretores de escolas públicas no desempenho dos alunos. Para tanto, analisamos os resultados da Prova Brasil e aplicamos a metodologia de *Matching* seguida da metodologia de Diferenças em Diferenças. Os resultados mostraram que essa troca possui um impacto negativo e significativo, que pode diminuir em até 2 pontos o desempenho da escola na Prova Brasil.

## Abstract

The present study aims to contribute to the investigation of the determinants of high educational standards. Our contribution in this matter was made by evaluating the impact of the shifted of public schools' principals on students' performance. We analyzed the results of a standardized test in Brazil (*Prova Brasil*), and applied the methodology of Matching, followed by the differences-in-differences methodology. The results showed that the principals' shifted has a negative and significant impact, which can decrease by up to 2 points the school performance in *Prova Brasil*.

**Palavras-Chave:** Educação, troca de diretores, resultados da escola

**Key Words:** Education, principals' turnover, school's performance

Area 7: Economia Social e do Trabalho

Classificação JEL: I20, I21

# 1 Introdução

Os determinantes de uma educação de qualidade têm sido discutidos e estudados constantemente no contexto atual. Nos países que apresentam déficit educacional, essa discussão se torna ainda mais necessária. O Brasil é um exemplo já que, apesar de ter evoluído de maneira geral em sua educação básica - principalmente no que se refere ao acesso à educação, que hoje em dia está praticamente universalizado para as séries iniciais do ensino fundamental -, ainda ocupa um dos piores lugares nas comparações internacionais.

Dados das últimas edições da Prova Brasil - um dos estratos do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb), que é aplicado a cada dois anos - mostram que a porcentagem de alunos que teve no mínimo um nível adequado de aprendizagem cresceu de 2007 para 2011, tanto em português - onde essa porcentagem subiu de 25% para 37%, no 5º ano; e de 16% para 22%, no 9º ano - quanto em matemática - onde a proporção subiu de 22% para 33%, no 5º ano; e de 9% para 12%, no 9º ano. Esse panorama mostra que a educação brasileira tem evoluído. Entretanto essa evolução ainda se dá a passos lentos. Comparando com o cenário internacional, pode-se perceber a distância que o Brasil se encontra de uma educação de qualidade. O Programa Internacional de Avaliação de Estudantes (PISA) <sup>1</sup> colocou, em sua última avaliação, o Brasil na 55ª posição em leitura e 58ª em matemática, de um total de 65 países. O país teve desempenho semelhante à Costa Rica, Uruguai, Colômbia, Montenegro, Argentina e Tunísia, ficando muito abaixo da média dos países da OCDE.

É com vistas a melhorar este cenário, que diversas políticas educacionais (a maioria delas inserida no contexto da *Accountability*, ou *Responsabilização*) vêm sendo implementadas no Brasil. Como exemplos, podemos citar os programas de bonificação por desempenho, criados em 2008 nos Estados de São Paulo e Pernambuco. Tais políticas visam aumentar o empenho que professores, diretores e funcionários despendem no aprendizado dos alunos, já que os funcionários de escolas que atingem ou ultrapassam as metas estabe-

---

<sup>1</sup> Realizado pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), o PISA é uma avaliação internacional, que mede a proficiência de jovens na faixa de 15 anos de idade de diversos países do mundo, tanto em leitura, quanto em matemática. Essa avaliação ocorre a cada três anos, sendo que os últimos dados disponíveis são os de 2012.

lecionadas recebem bonificação em dinheiro, proporcional ao cumprimento dessas metas [Oshiro e Scorzafave (2011)].

Apesar de diversas dessas políticas serem estudadas e avaliadas, ainda há muito a se pesquisar sobre os determinantes de uma boa educação. Continua sendo obscuro o entendimento de o que faz a gestão escolar ser eficiente ou não, e de quem é o principal responsável por essa gestão. Entretanto, nesse questionamento, surge uma figura de estudo central, que é a do diretor da escola. Este, possui tarefas fundamentais, como a gestão administrativa da escola, a elaboração de projetos político-pedagógicos, a coordenação de planos de ensino e de aula, entre outros atributos [Lück (2009)].

Diversos estudos foram realizados na tentativa de determinar qual o impacto das características individuais dos diretores no desempenho dos alunos. Essas características são diversas, podendo incluir experiência, formação profissional e liderança [Eberts e Stone (1988), Grissom e Loeb (2011) e Horng, Klasik e Loeb (2010)]. Entretanto, tão importante quanto analisar quais são os atributos relevantes para a função de diretor, é verificar se o tempo que ele permanece na escola é suficiente para que esses atributos se revertam em melhorias na qualidade da mesma [Branch, Hanushek e Rivkin (2008), Clark et al. (2010) e Béteille, Kalogrides e Loeb (2012)]. Assim, um tema de relevância se torna o estudo que o impacto da troca dos diretores tem sobre o desempenho dos alunos. E, uma vez que no Brasil essa rotatividade é elevada, a importância desse tipo de pesquisa se faz ainda maior.

Os dados da Prova Brasil de 2009 apontam que, naquele ano, a porcentagem de diretores que estava há menos de dois anos trabalhando na mesma escola era de 43,36%. Ou seja, quase metade dos diretores das escolas públicas do Brasil eram novos em seus cargos. Já os dados da Prova Brasil de 2011 mostram que, naquele ano, esta porcentagem foi um pouco menor mas, ainda assim, elevada: 33,05% dos diretores estavam há menos de dois anos trabalhando na mesma escola, sendo que 18,67% estavam há menos de um ano em seu cargo. Embora essa rotatividade seja alta, ainda não foi realizado no Brasil qualquer estudo que a relacione com a melhora, ou piora, da qualidade da escola.

Preencher essa lacuna é objetivo do presente estudo, que busca verificar qual é o impacto da mudança do diretor no desempenho dos alunos. Esse impacto pode ser

positivo, na medida em que a mudança de diretoria pode eliminar ineficiências e trazer inovações para a gestão escolar; mas também pode ser negativo, uma vez que pode gerar instabilidade e perda de memória institucional. Para medi-lo, utilizamos os resultados da Prova Brasil e aplicamos a metodologia de pareamento (*Matching*), baseada na hipótese de seleção em observáveis, seguida da metodologia de Diferenças em Diferenças. Como escolas onde o diretor tem menos "tempo de casa" são potencialmente diferentes de escolas cujo diretor está há mais tempo, dividimos nossa amostra entre diretores que estão há menos de 5 anos na mesma escola e diretores que estão há mais 5 anos, e a avaliação foi realizada em cada uma dessas sub-amostras. Como resultados, pudemos observar que, em todas as estimações realizadas, o impacto da troca de diretor foi negativo e significativo.

## 2 Metodologia e Dados

### 2.1 Dados

Os dados utilizados neste estudo são provenientes da Prova de Brasil de 2007 e 2009, onde existe a informação sobre o desempenho das escolas públicas de todo o Brasil. A Prova Brasil é realizada a cada dois anos e abrange os alunos do 5º e 9º anos do Ensino Fundamental. Ela se utiliza de dois instrumentos: testes de língua portuguesa e matemática e questionários. Os últimos são aplicados tanto aos alunos quanto aos professores e diretores das escolas participantes.

As informações retiradas dos microdados da Prova Brasil que foram utilizadas em nossa análise são o desempenho obtido pelas escolas nessa avaliação e a troca dos diretores. Esta última é medida de forma indireta, através de uma pergunta existente no questionário para os diretores sobre o tempo de permanência dos mesmos na escola. Além dessas duas informações principais, também foram utilizados outros controles, contendo informações sobre os diretores (como sexo, experiência no cargo, salário), informações sobre a escola (se a escola é violenta - variável criada a partir da informação sobre ocorrência de roubo ou homicídio nas escolas - se possui uma boa infraestrutura, se a rotatividade

dos professores é alta, etc), e informações sobre os alunos da escola (proporção de alunos negros na escola, proporção de alunos que moram com a mãe, etc).

Outra fonte de dados utilizadas por nós foram os resultados das eleições municipais de 2004 e 2008, disponibilizados pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE). A partir desses resultados, pudemos verificar em quais municípios houve troca de gestão partidária em 2008 (ou seja, o prefeito eleito naquele ano era de um partido diferente do prefeito eleito em 2004). Essa variável é muito importante para o presente estudo, na medida em que acreditamos que a mudança de diretores está muitas vezes ligada a aspectos políticos. Nossa hipótese é a de que quando trocamos o partido governante de um município, existe uma intensa troca dos gestores de cargos públicos, entre eles, os diretores de escolas.

O banco de dados montados por nós foi um painel com as duas *cross-sections* da Prova Brasil, contendo essa informação sobre a troca de gestão partidária nos municípios. A partir daí, criamos a variável de tratamento. Esta assumia valor igual a um caso o diretor tivesse declarado, em 2009, que estava há menos de dois anos naquela escola, e zero, caso contrário. Dessa forma, nosso tratamento se constituiu de escolas cujo diretor entrou a partir de 2008. Em outras palavras, durante a Prova Brasil de 2007, essas escolas tinham um diretor e durante a Prova Brasil de 2009, tinham um diretor diferente do primeiro.

É importante ressaltar que escolas onde o diretor está há menos tempo são potencialmente diferentes de escolas onde ele está há mais tempo. Assim, dividimos nossa amostra em dois grupos de escolas, um onde o diretor está, em 2007, há menos de 5 anos e outro, onde ele está há mais de 5 anos. Assim, as estimações foram realizadas em cada uma dessas sub amostras.

As Tabelas 1 e 2 mostram a descrição dos dados da Prova Brasil de 2007, para escolas onde o diretor está há menos de 5 anos no cargo e escolas onde ele está há mais de 5 anos, para o 5º ano (Tabela 1) e 9º ano (Tabela 2). Como era de se esperar, a experiência do diretor é muito diferente entre escolas com mais e menos tempo de "casa". Podemos ver pelas tabelas que a experiência do diretor no cargo está muito relacionada com a permanência dele na escola onde ele atuava em 2007.

Olhando agora para a diferença entre escolas que têm um diretor novo em 2009

(grupo tratamento) e escolas que não têm (grupo controle), duas características se destacam. A primeira delas é que a nota média na Prova Brasil de 2007 (média das notas de português e matemática naquele ano) é menor em escolas do grupo tratamento. Isso indica que a nota que as escolas atingem na Prova Brasil pode ser levada em conta para a decisão de mudança do diretor (ou seja, escolas que vão mal em um ano têm maior chance de ter uma mudança de diretor no ano seguinte). Isso poderia levar a um problema de endogeneidade em nosso trabalho. Ou seja, olhando apenas para essas estatísticas não seria possível dizer se são as escolas ruins que levam a uma mudança de diretoria, ou se é a troca do diretor que faz com que o desempenho da escola caia. Entretanto, a metodologia utilizada por nós (o *Propensity Score Matching*) minimiza esse problema pois ela faz com que, dadas as características observáveis, nós possamos encontrar um grupo controle o mais parecido possível com o grupo tratamento. Assim, teremos no controle escolas cuja nota média da Prova Brasil de 2007 (entre outras características) são parecidas com as notas do tratamento e, dessa forma, podemos isolar o efeito da troca do diretor.

A outra característica que merece destaque é que, tanto no 5º ano como no 9º ano, a variável de troca de partido (Novo Partido no Município) é maior no grupo tratamento. Isso indica que a nossa hipótese de que municípios onde houve troca de gestão partidária tiveram uma maior rotatividade de diretores pode estar certa.

## 2.2 Metodologia

Como a seleção de novos diretores não é aleatória, muito provavelmente nosso grupo tratamento será diferente do grupo controle. Buscando resolver esse problema, a metodologia por nós utilizada foi o pareamento baseado no escore de propensão (*propensity score matching*). Seguindo Abadie et al. (2004), a ideia dessa metodologia é encontrar um grupo de comparação ideal em relação ao grupo de tratamento a partir de uma amostra de não-participantes. O grupo de comparação é emparelhado ao grupo de tratamento através de uma série de características observáveis, por meio do escore de propensão (*propensity score*). A partir daí, podemos comparar os dois grupos.

Seja  $D$  uma dummy que possui valor igual a 1 se o indivíduo participa do trata-



Tabela 1 – Descrição das variáveis pré-tratamento, médias para o Brasil - 5º ano

|                                                                           | Diretores com menos de 5 anos de "casa" |                | Diretores com mais de 5 anos de "casa" |                |
|---------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------|----------------|----------------------------------------|----------------|
|                                                                           | Diretor.Novo=0                          | Direotr.Novo=1 | Diretor.Novo=0                         | Direotr.Novo=1 |
| <b>Diretores (Dummy=1 se possui a característica e 0, caso contrário)</b> |                                         |                |                                        |                |
| Exerce outra atividade                                                    | 0,274                                   | 0,307          | 0,275                                  | 0,296          |
| Mulher                                                                    | 0,851                                   | 0,838          | 0,880                                  | 0,870          |
| Tem formação continuada                                                   | 0,912                                   | 0,885          | 0,924                                  | 0,898          |
| Tem mais de 5 anos de experiência                                         | 0,232                                   | 0,219          | 0,986                                  | 0,983          |
| <b>Características da Escola</b>                                          |                                         |                |                                        |                |
| Escola Municipal                                                          | 0,677                                   | 0,784          | 0,599                                  | 0,726          |
| Novo partido no município*                                                | 0,571                                   | 0,693          | 0,594                                  | 0,683          |
| Escola tem boa infraestrutura                                             | 0,924                                   | 0,910          | 0,935                                  | 0,925          |
| Nota média na Prova Brasil 2007                                           | 181,477                                 | 176,699        | 184,514                                | 180,366        |
| Escola tem alta rotatividade de professores                               | 0,284                                   | 0,272          | 0,257                                  | 0,236          |
| Professores têm formação continuada                                       | 0,850                                   | 0,855          | 0,851                                  | 0,857          |
| Escola violenta                                                           | 0,138                                   | 0,122          | 0,112                                  | 0,118          |
| <b>Proporção de alunos com a característica dentro da escola</b>          |                                         |                |                                        |                |
| Mulheres                                                                  | 0,499                                   | 0,501          | 0,498                                  | 0,502          |
| Tem internet                                                              | 0,183                                   | 0,146          | 0,212                                  | 0,176          |
| Moram com a mãe                                                           | 0,894                                   | 0,883          | 0,900                                  | 0,890          |
| Os pais incentivam seus estudos                                           | 0,963                                   | 0,958          | 0,967                                  | 0,961          |
| Maioria dos alunos é negra                                                | 0,003                                   | 0,004          | 0,005                                  | 0,005          |
| Maioria das mães terminou o EF                                            | 0,527                                   | 0,465          | 0,599                                  | 0,532          |

Fonte: Prova Brasil 2007 e TSE

\*Município onde escola se encontra teve troca de gestão partidária nas eleições de 2008

Tabela 2 – Descrição das variáveis pré-tratamento, médias para o Brasil - 9º ano

|                                                                           | Diretores com menos de 5 anos de "casa" |                | Diretores com mais de 5 anos de "casa" |                |
|---------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------|----------------|----------------------------------------|----------------|
|                                                                           | Diretor.Novo=0                          | Direotr.Novo=1 | Diretor.Novo=0                         | Direotr.Novo=1 |
| <b>Diretores (Dummy=1 se possui a característica e 0, caso contrário)</b> |                                         |                |                                        |                |
| Exerce outra atividade                                                    | 0,297                                   | 0,334          | 0,306                                  | 0,329          |
| Mulher                                                                    | 0,765                                   | 0,747          | 0,789                                  | 0,756          |
| Tem formação continuada                                                   | 0,910                                   | 0,887          | 0,928                                  | 0,907          |
| Tem mais de 5 anos de experiência                                         | 0,265                                   | 0,243          | 0,985                                  | 0,986          |
| <b>Características da Escola</b>                                          |                                         |                |                                        |                |
| Escola Municipal                                                          | 0,337                                   | 0,445          | 0,272                                  | 0,383          |
| Novo partido no município*                                                | 0,591                                   | 0,656          | 0,596                                  | 0,635          |
| Escola tem boa infraestrutura                                             | 0,932                                   | 0,917          | 0,943                                  | 0,935          |
| Nota média na Prova Brasil 2007                                           | 234,082                                 | 230,015        | 236,387                                | 233,500        |
| Escola tem alta rotatividade de professores                               | 0,404                                   | 0,382          | 0,374                                  | 0,359          |
| Professores têm formação continuada                                       | 0,758                                   | 0,779          | 0,762                                  | 0,778          |
| Escola violenta                                                           | 0,176                                   | 0,165          | 0,152                                  | 0,160          |
| <b>Proporção de alunos com a característica dentro da escola</b>          |                                         |                |                                        |                |
| Mulheres                                                                  | 0,540                                   | 0,546          | 0,538                                  | 0,542          |
| Tem internet                                                              | 0,210                                   | 0,164          | 0,239                                  | 0,200          |
| Moram com a mãe                                                           | 0,886                                   | 0,875          | 0,890                                  | 0,884          |
| Os pais incentivam seus estudos                                           | 0,983                                   | 0,981          | 0,984                                  | 0,983          |
| Maioria dos alunos é negra                                                | 0,003                                   | 0,003          | 0,002                                  | 0,003          |
| Maioria das mães terminou o EF                                            | 0,465                                   | 0,425          | 0,524                                  | 0,462          |

Fonte: Prova Brasil 2007 e TSE

\*Município onde escola se encontra teve troca de gestão partidária nas eleições de 2008

mento e zero caso contrário,  $Y_{1i}$  o resultado potencial para o indivíduo  $i$  no tratamento, e  $Y_{0i}$  o resultado potencial para o indivíduo  $i$  no controle. O impacto médio do tratamento sobre os participantes (ATT- *Average Treatment Effect on Treated*) pode ser calculado como

$$ATT_i = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1] = E(Y_{1i} | D_i = 1) - E(Y_{0i} | D_i = 1) \quad (1)$$

Entretanto, o problema com essa estimação é que não observamos  $E(Y_{0i} | D_i = 1)$ . E, como a atribuição do tratamento não é aleatória, assumir  $E(Y_{0i} | D_i = 1) = E(Y_{0i} | D_i = 0)$  geraria estimadores inconsistentes. Dessa forma, o *matching* leva em consideração as características observáveis do processo de seleção, que possivelmente influenciam o resultado potencial nos indivíduos tratados. Assim, através dessa metodologia, podemos reescrever a equação (1) como

$$E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, X] = E(Y_{1i} | D_i = 1, X) - E(Y_{0i} | D_i = 1, X) \quad (2)$$

Onde  $X$  é o vetor de características observáveis.

A hipótese de identificação dessa metodologia é que o processo de seleção para o tratamento ocorre segundo características observáveis. Ou seja, pessoas com características idênticas possuem a mesma probabilidade de serem alocadas como tratamento ou controle. Não podemos assim, assumir que características não observáveis possuem influência na atribuição ao tratamento. Por exemplo, no caso das escolas, não podemos assumir que o diretor saiu de uma escola por razões particulares ou familiares. A partir da hipótese de seleção em observáveis, também conhecida como Hipótese da Independência Condicional (*Conditional Independence Assumption - CIA*), temos que

$$(Y_{0i}, Y_{1i} \perp D_i, X) \quad (3)$$

e

$$E(Y_{0i}|X_i, D_i = 1) = E(Y_{0i}|X_i, D_i = 0) \quad (4)$$

Levando em consideração a CIA, o *propensity score matching* pode ser implementado através de uma única variável de controle, o escore de propensão,  $p(X)$ , que é a probabilidade condicional de um indivíduo receber o tratamento dado suas características observáveis  $X$ . Ou seja

$$p(X) = \text{Probabilidade}(D = 1|X) \quad (5)$$

sendo que  $0 < p(X) < 1$ .

As hipóteses de identificação do escore de propensão são duas. Em primeiro lugar, condicional nas co-variadas, a participação no tratamento é independente dos resultados potenciais ( $Y_{0i}, Y_{1i} \perp D_i, p(X)$ ). Em segundo lugar, deve haver um suporte comum, ou seja, devem existir unidades tanto no tratamento quanto no controle para cada característica para a qual se deseja comparar. Assim, na expressão (2),  $X$  pode ser substituído por  $p(X)$ :

$$E[Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1, p(X)] = E(Y_{1i}|D_i = 1, p(X)) - E(Y_{0i}|D_i = 1, p(X)) \quad (6)$$

.

Após o cálculo do escore de propensão (que, neste estudo foi realizado através de um modelo Probit), devemos realizar o pareamento. Entretanto, a probabilidade de encontrarmos dois indivíduos com exatamente o mesmo valor de escore de propensão é em princípio zero, uma vez que  $p(X)$  é uma variável contínua. Existem diversos algoritmos de pareamento empregados para resolver esse problema. Neste estudo, fizemos uso do *matching radial*, onde estabelecemos um raio (no nosso caso, de 0,005) em volta de cada unidade tratada e combinamos à essa unidade todos os controles que estiverem dentro

deste raio.

O problema de se realizar apenas o pareamento e calcular o ATT a partir dele é que, mesmo controlando por variáveis observadas, ainda podem existir características não observadas que afetem tanto a atribuição do tratamento quanto o resultado de interesse. Entretanto, se essas características forem fixas ao longo do tempo, elas podem ser eliminadas através do método de Diferenças em Diferenças (DD). Este método compara a mudança nas variáveis de resultado entre os grupos tratamento e controle, antes e depois de o tratamento ocorrer. Assim, usando o método de pareamento por escore de propensão seguido do método de diferenças em diferenças, conseguimos, além de encontrar um grupo de controle o mais próximo possível do grupo de tratamento em características observadas, eliminar as diferenças não observáveis entre esses dois grupos, caso estas sejam constantes ao longo do tempo.

A hipótese de identificação do DD é a hipótese de tendência comum, ou seja, de que o tratamento e o controle seguiriam uma tendência paralela ao longo do tempo, caso o tratamento não tivesse ocorrido. Assim, devemos supor que a única coisa que se altera entre os dois grupos ao longo do tempo é a ocorrência do tratamento.

Seja  $t = 0$  o período de tempo anterior ao tratamento e  $t = 1$ , o posterior. Além disso, sejam  $Y_t^A$  e  $Y_t^D$  os resultados potenciais do controle e tratamento, respectivamente, em cada período de tempo. Uma vez que o grupo de comparação foi determinado por meio do *matching*, o DD pode ser escrito como a diferença do ATT antes e depois da intervenção.

$$DD = [E(Y_1^D|D = 1) - E(Y_0^D|D = 0)] - [E(Y_1^A|D = 1) - E(Y_0^A|D = 0)] \quad (7)$$

Esse efeito pode ser estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários a partir do seguinte modelo:

$$Nota.média_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 * Diretor.Novo_i + \beta_2 * Ano + \beta_3 * (Diretor.Novo_i * Ano) + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

onde  $Diretor.Novo = 1$  caso o diretor esteja há menos de dois anos naquela escola (ou seja, faz parte do tratamento), e 0, caso contrário.  $Ano = 1$  se o período for referente à 2009, e 0, se for referente à 2007. E  $X$  são variáveis de controle que ajudam a garantir a hipótese de tendência comum.

Aqui é importante ressaltar que, do conjunto de variáveis utilizado por nós (que envolvia tanto variáveis dos diretores, como das escolas e dos alunos), aquelas utilizadas para a realização do pareamento foram apenas as variáveis do diretor e algumas variáveis da escola, que possivelmente não se alteram muito ao longo do tempo. As variáveis de alunos e algumas variáveis da escola que acreditamos mudar mais ao longo do tempo foram colocadas como controle na equação de Diferenças em Diferenças, para que a hipótese de tendência comum se mantivesse.

### 3 Resultados

O escore de propensão foi estimado por um modelo Probit. Aqui, a probabilidade estimada é a de que, em 2009, a escola tenha um diretor novo. Para isso, usamos características dos diretores em 2007 (que, potencialmente, influenciaram tanto sua mudança posterior quanto os resultados da escola), e algumas características da escola que, possivelmente, não se alteram muito com o passar do tempo (aquelas características que podem se alterar de forma significativa, foram deixadas para a estimação DD). As Tabelas 3 e 4 trazem os resultados dessa estimação para o 5º (Tabela 3) e 9º ano (Tabela 4), onde os coeficientes podem ser interpretados como o efeito marginal na média das variáveis.

Em termos de sinais e significâncias, podemos perceber que as variáveis exercem mais ou menos a mesma influência para a troca do diretor, seja no 5º ou no 9º ano, seja para escolas cujo diretor em 2007 tem mais ou menos de 5 anos de permanência no cargo. Aqui, o mais importante a se destacar é que nossa hipótese sobre a troca de gestão partidária no município ter uma correlação positiva com a rotatividade dos diretores desse município estava correta. A variável ( $EscolaMunicipal * NovoPartido$ ) é positiva e signi-

ficante a 1% em todas as estimações. O motivo pelo qual essa interação é o parâmetro de interesse se deve ao fato de que, provavelmente, a troca de partido só afetará a alocação nas escolas municipais e não nas estaduais ou federais.

Tabela 3 – Probabilidade de o diretor ser novo em 2009 - 5º ano

| <b>Variável dependente: Diretor Novo em 2009</b> | <b>Menos de 5 anos de "casa"</b> | <b>Mais de 5 anos de "casa"</b> |
|--------------------------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|
| <b>Características do Diretor</b>                |                                  |                                 |
| Exerce outra atividade                           | 0,0090<br>(0,0080)               | -0,0052<br>(0,0112)             |
| Mulher                                           | -0,0255**<br>(0,0101)            | -0,0402**<br>(0,0159)           |
| Tem mais de 5 anos de experiência                | 0,0104<br>(0,0086)               | -0,0654<br>(0,0446)             |
| Recebe salário maior do que R\$ 1700             | -0,0962***<br>(0,0077)           | -0,0904***<br>(0,0116)          |
| <b>Características da Escola</b>                 |                                  |                                 |
| Escola Municipal                                 | 0,0149<br>(0,0133)               | 0,0436**<br>(0,0169)            |
| Novo partido no município                        | 0,0152<br>(0,0143)               | 0,0071<br>(0,0177)              |
| Escola Municipal*Novo Partido                    | 0,1391***<br>(0,0167)            | 0,0954***<br>(0,0223)           |
| Escola tem boa infraestrutura                    | -0,0176<br>(0,0131)              | -0,0018<br>(0,0199)             |
| Nota média na Prova Brasil 2007                  | -0,0022***<br>(0,0002)           | -0,0016***<br>(0,0003)          |
| p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01                    |                                  |                                 |
| Fonte: Elaboração Própria                        |                                  |                                 |

Tabela 4 – Probabilidade de o diretor ser novo em 2009 - 9º ano

| <b>Variável dependente: Diretor Novo em 2009</b> | <b>Menos de 5 anos de "casa"</b> | <b>Mais de 5 anos de "casa"</b> |
|--------------------------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|
| <b>Características do Diretor</b>                |                                  |                                 |
| Exerce outra atividade                           | 0,0106<br>(0,0091)               | -0,0028<br>(0,0123)             |
| Mulher                                           | -0,0235**<br>(0,0097)            | -0,0515***<br>(0,0141)          |
| Tem mais de 5 anos de experiência                | -0,0051<br>(0,0095)              | 0,0026<br>(0,0482)              |
| Recebe salário maior do que R\$ 1700             | -0,0667***<br>(0,0097)           | -0,0668***<br>(0,0145)          |
| <b>Características da Escola</b>                 |                                  |                                 |
| Escola Municipal                                 | -0,0056<br>(0,0142)              | 0,0203<br>(0,0209)              |
| Novo partido no município                        | 0,0077<br>(0,0107)               | -0,0091<br>(0,0139)             |
| Escola Municipal*Novo Partido                    | 0,1308***<br>(0,0181)            | 0,1132***<br>(0,0274)           |
| Escola tem boa infraestrutura                    | -0,0354**<br>(0,0160)            | -0,0173<br>(0,0239)             |
| Nota média na Prova Brasil 2007                  | -0,0025***<br>(0,0003)           | -0,0014***<br>(0,0003)          |
| p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01                    |                                  |                                 |
| Fonte: Elaboração Própria                        |                                  |                                 |

Após a estimação do escore de propensão foi feito o pareamento através do método radial e impondo a condição de suporte comum. As Tabelas 5 e 6 mostram que o número de escolas tratadas e no grupo de controle dentro do suporte comum é bastante grande.



Tabela 5 – Suporte Comum - 5º ano

| Suporte Comum             |            |                   |                 |        |
|---------------------------|------------|-------------------|-----------------|--------|
|                           |            | Dentro do Suporte | Fora do Suporte | Total  |
| Menos de 5 anos de "casa" | Controle   | 11.932            | 0               | 11.932 |
|                           | Tratamento | 7.289             | 4               | 7.293  |
| Mais de 5 anos de "casa"  | Controle   | 5.983             | 0               | 5.983  |
|                           | Tratamento | 2.563             | 1               | 2.564  |

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 6 – Suporte Comum - 9º ano

| Suporte Comum             |            |                   |                 |       |
|---------------------------|------------|-------------------|-----------------|-------|
|                           |            | Dentro do Suporte | Fora do Suporte | Total |
| Menos de 5 anos de "casa" | Controle   | 8.886             | 0               | 8.886 |
|                           | Tratamento | 5.295             | 6               | 5.301 |
| Mais de 5 anos de "casa"  | Controle   | 4.667             | 0               | 4.667 |
|                           | Tratamento | 1.909             | 3               | 1.912 |

Fonte: Elaboração Própria

A qualidade do *matching* também pode ser verificada ao observarmos a distribuição do escore de propensão após o pareamento. Pelas Figuras 1 e 2, podemos perceber que, especialmente para o 9º ano, o *matching* obteve boa aderência.

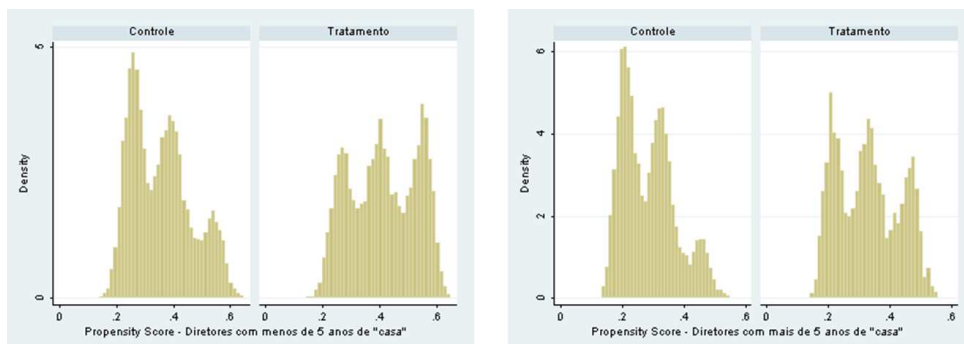


Figura 1 – Propensity Score - 5º ano

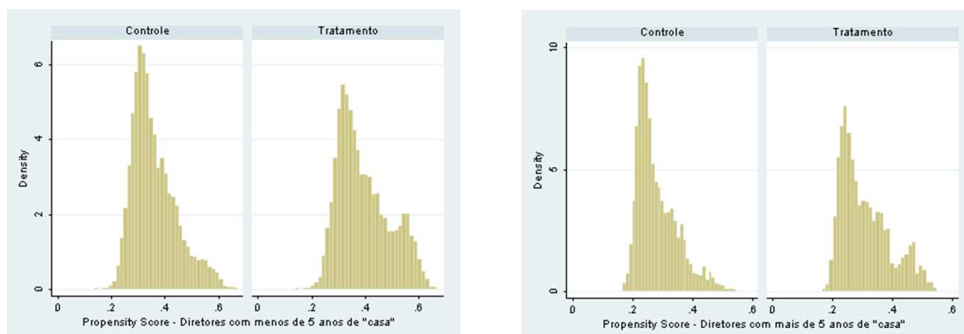


Figura 2 – Propensity Score - 9º ano

Além de realizar essa análise gráfica, a metodologia do *propensity score matching*

também exige que se cumpram as condições de balanceamento. Ou seja, devemos ter que, após o pareamento, as variáveis utilizadas para a estimação do *propensity score* não sejam, em média, estatisticamente diferentes. Antes do pareamento, é esperado que as médias sejam diferentes. Podemos ver pelas Tabelas de 7 a 10 que, após o *matching*, não podemos mais rejeitar a hipótese nula de que as médias das variáveis são iguais, o que nos informa que as condições de balanceamento foram satisfeitas.

Tabela 7 – Diferenças das médias das variáveis explicativas - 5º ano - Diretores com menos de 5 anos de casa

|                                   | Antes do Matching |          |       | Depois do Matching |          |       |
|-----------------------------------|-------------------|----------|-------|--------------------|----------|-------|
|                                   | Tratamento        | Controle | p> t  | Tratamento         | Controle | p> t  |
| <b>Características do Diretor</b> |                   |          |       |                    |          |       |
| Exerce outra Atividade            | 0,307             | 0,274    | 0,000 | 0,309              | 0,312    | 0,690 |
| Mulher                            | 0,838             | 0,851    | 0,000 | 0,839              | 0,833    | 0,330 |
| Tem mais de 5 anos de experiência | 0,219             | 0,232    | 0,000 | 0,217              | 0,221    | 0,506 |
| Recebe salário maior que R\$ 1700 | 0,453             | 0,608    | 0,000 | 0,450              | 0,452    | 0,808 |
| <b>Características da Escola</b>  |                   |          |       |                    |          |       |
| Escola Municipal                  | 0,784             | 0,677    | 0,000 | 0,791              | 0,785    | 0,398 |
| Novo partido no Município         | 0,693             | 0,571    | 0,000 | 0,694              | 0,696    | 0,817 |
| Escola Municipal*Novo Partido     | 0,561             | 0,375    | 0,000 | 0,562              | 0,560    | 0,832 |
| Escola tem boa infraestrutura     | 0,910             | 0,924    | 0,000 | 0,910              | 0,910    | 0,997 |
| Nota média na Prova Brasil 2007   | 176,699           | 181,477  | 0,000 | 176,520            | 176,420  | 0,733 |
| Fonte: Elaboração Própria         |                   |          |       |                    |          |       |

Tabela 8 – Diferenças das médias das variáveis explicativas - 5º ano - Diretores com mais de 5 anos de casa

|                                   | Antes do Matching |          |       | Depois do Matching |          |       |
|-----------------------------------|-------------------|----------|-------|--------------------|----------|-------|
|                                   | Tratamento        | Controle | p> t  | Tratamento         | Controle | p> t  |
| <b>Características do Diretor</b> |                   |          |       |                    |          |       |
| Exerce outra Atividade            | 0,296             | 0,275    | 0,000 | 0,298              | 0,296    | 0,913 |
| Mulher                            | 0,870             | 0,880    | 0,000 | 0,870              | 0,860    | 0,288 |
| Tem mais de 5 anos de experiência | 0,983             | 0,986    | 0,000 | 0,984              | 0,984    | 0,978 |
| Recebe salário maior que R\$ 1700 | 0,571             | 0,710    | 0,000 | 0,568              | 0,562    | 0,687 |
| <b>Características da Escola</b>  |                   |          |       |                    |          |       |
| Escola Municipal                  | 0,726             | 0,599    | 0,000 | 0,734              | 0,723    | 0,353 |
| Novo partido no Município         | 0,683             | 0,594    | 0,000 | 0,683              | 0,677    | 0,627 |
| Escola Municipal*Novo Partido     | 0,526             | 0,363    | 0,000 | 0,526              | 0,513    | 0,375 |
| Escola tem boa infraestrutura     | 0,925             | 0,935    | 0,000 | 0,927              | 0,928    | 0,881 |
| Nota média na Prova Brasil 2007   | 180,366           | 184,514  | 0,000 | 180,150            | 179,670  | 0,358 |
| Fonte: Elaboração Própria         |                   |          |       |                    |          |       |

Feito o pareamento, o próximo passo é realizar a estimação por Diferenças em Diferenças para eliminar o efeito de características não observadas (fixas no tempo). Aqui, controlamos também por variáveis (da escola e dos alunos) que, possivelmente, mudam ao longo do tempo. Além disso, não podemos descartar a hipótese de que essa mudança é diferente entre as escolas que trocam de diretor e as escolas cujo diretor permanece o mesmo. Assim, sem controlar por essas variáveis, seria difícil sustentar a hipótese de

Tabela 9 – Diferenças das médias das variáveis explicativas - 9º ano - Diretores com menos de 5 anos de casa

|                                   | Antes do Matching |          |       | Depois do Matching |          |       |
|-----------------------------------|-------------------|----------|-------|--------------------|----------|-------|
|                                   | Tratamento        | Controle | p> t  | Tratamento         | Controle | p> t  |
| <b>Características do Diretor</b> |                   |          |       |                    |          |       |
| Exerce outra Atividade            | 0,334             | 0,297    | 0,000 | 0,336              | 0,337    | 0,983 |
| Mulher                            | 0,747             | 0,765    | 0,000 | 0,748              | 0,745    | 0,710 |
| Tem mais de 5 anos de experiência | 0,243             | 0,265    | 0,000 | 0,243              | 0,245    | 0,852 |
| Recebe salário maior que R\$ 1700 | 0,603             | 0,715    | 0,000 | 0,601              | 0,606    | 0,609 |
| <b>Características da Escola</b>  |                   |          |       |                    |          |       |
| Escola Municipal                  | 0,445             | 0,337    | 0,000 | 0,447              | 0,444    | 0,732 |
| Novo partido no Município         | 0,656             | 0,591    | 0,000 | 0,656              | 0,658    | 0,907 |
| Escola Municipal*Novo Partido     | 0,322             | 0,199    | 0,000 | 0,322              | 0,322    | 0,962 |
| Escola tem boa infraestrutura     | 0,917             | 0,932    | 0,000 | 0,918              | 0,919    | 0,867 |
| Nota média na Prova Brasil 2007   | 230,015           | 234,082  | 0,000 | 229,870            | 229,760  | 0,724 |
| Fonte: Elaboração Própria         |                   |          |       |                    |          |       |

Tabela 10 – Diferenças das médias das variáveis explicativas - 9º ano - Diretores com mais de 5 anos de casa

|                                   | Antes do Matching |          |       | Depois do Matching |          |       |
|-----------------------------------|-------------------|----------|-------|--------------------|----------|-------|
|                                   | Tratamento        | Controle | p> t  | Tratamento         | Controle | p> t  |
| <b>Características do Diretor</b> |                   |          |       |                    |          |       |
| Exerce outra Atividade            | 0,329             | 0,306    | 0,000 | 0,330              | 0,329    | 0,960 |
| Mulher                            | 0,756             | 0,789    | 0,000 | 0,757              | 0,754    | 0,806 |
| Tem mais de 5 anos de experiência | 0,986             | 0,985    | 0,000 | 0,986              | 0,986    | 0,928 |
| Recebe salário maior que R\$ 1700 | 0,697             | 0,788    | 0,000 | 0,697              | 0,698    | 0,949 |
| <b>Características da Escola</b>  |                   |          |       |                    |          |       |
| Escola Municipal                  | 0,383             | 0,272    | 0,000 | 0,384              | 0,381    | 0,855 |
| Novo partido no Município         | 0,635             | 0,596    | 0,000 | 0,634              | 0,636    | 0,879 |
| Escola Municipal*Novo Partido     | 0,281             | 0,171    | 0,000 | 0,279              | 0,279    | 0,967 |
| Escola tem boa infraestrutura     | 0,935             | 0,943    | 0,000 | 0,935              | 0,936    | 0,839 |
| Nota média na Prova Brasil 2007   | 233,500           | 236,387  | 0,000 | 233,480            | 233,550  | 0,906 |
| Fonte: Elaboração Própria         |                   |          |       |                    |          |       |

tendência comum entre tratamento e controle.

As Tabelas 11 e 12 mostram os resultados da estimação por Diferenças em Diferenças para o 5º ano e 9º ano, respectivamente. Pelas tabelas, podemos ver que a variável de interesse (*DiretorNovo \* Ano*) é negativa e significativa em todas as estimações. Temos, assim, que a troca de diretores é, ao menos no curto prazo, prejudicial para o desempenho das escolas. No 5º ano, esse impacto é maior nas escolas cujo diretor, em 2007, estava há mais de 5 anos no cargo. Por exemplo, para matemática, o fato de o diretor ser novo diminui 1,77 pontos o desempenho da escola na prova. Dado que a pontuação da Prova Brasil vai até 350, esse impacto não parece ser muito relevante. Entretanto, se considerarmos que quase nenhuma escola atinge essa pontuação e que a pontuação média de matemática em 2009 para escolas cujo diretor estava há mais de 5 anos foi aproximadamente 205, esse impacto começa a se tornar um pouco mais expressivo (aproximadamente 1% da nota

média).

No 9º ano, o impacto foi maior nas escolas cujo diretor de 2007 tinha menos de 5 anos de permanência no cargo. Olhando para português, vemos que a troca de diretor levou a uma redução de aproximadamente 2 pontos na prova. Considerando-se que, para esse tipo de escola, a média em português no ano de 2009 foi de aproximadamente 237 pontos, temos que esse impacto também representa cerca de 1% dessa média.

Tabela 11 – Resultado do Modelo de Diferenças em Diferenças - 5º ano

|                                                            | Menos de 5 anos de casa |                        | Mais de 5 anos de casa  |                        |
|------------------------------------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
|                                                            | Português               | Matemática             | Português               | Matemática             |
| <b>Diretor Novo*Ano</b>                                    | -0,5798**<br>(0,2739)   | -0,5314*<br>(0,3248)   | -1,3274***<br>(0,4274)  | -1,7713***<br>(0,4991) |
| <b>Ano</b>                                                 | 5,9212***<br>(0,2043)   | 7,7317***<br>(0,2448)  | 5,9318***<br>(0,2908)   | 8,2926***<br>(0,3494)  |
| <b>Diretor Novo</b>                                        | 0,6944***<br>(0,2269)   | 0,9252***<br>(0,2546)  | 0,9258***<br>(0,3575)   | 1,3508***<br>(0,4062)  |
| <b>Proporção de alunas</b>                                 | 13,7631***<br>-10,887   | 7,0976***<br>-12,555   | 13,1844***<br>-19,108   | 4,6281**<br>-22,033    |
| <b>Proporção de alunos com internet</b>                    | 54,8027***<br>(0,7698)  | 60,5419***<br>(0,9372) | 55,6957***<br>-11,749   | 59,8646***<br>-13,814  |
| <b>Proporção de alunos que moram com a mãe</b>             | 36,4525***<br>-16,340   | 44,2473***<br>-20,130  | 35,6286***<br>-29,007   | 44,5431***<br>-35,309  |
| <b>Proporção de alunos cujos pais incentivam a estudar</b> | 101,4143***<br>-23,472  | 111,2307***<br>-28,332 | 103,4238***<br>-51,556  | 116,4353***<br>-64,206 |
| <b>Maioria dos alunos é negra</b>                          | -7,8504***<br>-11,686   | -10,2955***<br>-13,146 | -8,3395***<br>-21,975   | -9,0793***<br>-24,033  |
| <b>Maioria das mães possui EF Completo</b>                 | 1,3733***<br>(0,2058)   | -0,0511<br>(0,2451)    | 1,7856***<br>-0,8689*** | 0,0490<br>-1,0317***   |
| <b>Alta rotatividade dos professores da escola</b>         | -0,8766***<br>(0,1882)  | -1,2759***<br>(0,2247) | (0,3056)<br>2,8181***   | (0,3663)<br>3,9570***  |
| <b>Proporção de professores com formação continuada</b>    | 2,2812***<br>(0,3216)   | 2,8986***<br>(0,3759)  | (0,4966)<br>-1,7589***  | (0,5576)<br>-2,2053*** |
| <b>Escola violenta</b>                                     | -1,6539***<br>(0,2491)  | -2,2947***<br>(0,2918) | (0,4240)<br>(0,3353)    | (0,4980)<br>(0,3951)   |
| <b>Constante</b>                                           | 21,0228***<br>-26,227   | 24,7125***<br>-32,384  | 20,2620***<br>-56,816   | 20,4963***<br>-70,545  |

p<0,10, \*\* p<0,05, \*\*\* p<0,01

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 12 – Resultado do Modelo de Diferenças em Diferenças - 9º ano

|                                                            | Menos de 5 anos de casa |                        | Mais de 5 anos de casa |                        |
|------------------------------------------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                                                            | Português               | Matemática             | Português              | Matemática             |
| <b>Diretor Novo*Ano</b>                                    | -2,0150***<br>(0,2940)  | -1,9586***<br>(0,2829) | -0,9971**<br>(0,4419)  | -0,9665**<br>(0,4255)  |
| <b>Ano</b>                                                 | 7,3658***<br>(0,2204)   | -1,4790***<br>(0,2177) | 6,8236***<br>(0,3016)  | -1,9984***<br>(0,2891) |
| <b>Diretor Novo</b>                                        | 1,1544***<br>(0,2461)   | 0,7054***<br>(0,2642)  | 0,5886<br>(0,3824)     | 1,0721**<br>(0,4266)   |
| <b>Proporção de alunas</b>                                 | 18,1787***<br>-12,217   | -3,0205**<br>-12,090   | 17,4113***<br>-19,356  | 0,8889<br>-20,708      |
| <b>Proporção de alunos com internet</b>                    | 43,9425***<br>(0,7232)  | 47,4298***<br>(0,8139) | 44,0475***<br>-10,562  | 47,4422***<br>-11,696  |
| <b>Proporção de alunos que moram com a mãe</b>             | 29,6000***<br>-15,683   | 40,1791***<br>-15,109  | 30,6016***<br>-25,868  | 43,8279***<br>-27,248  |
| <b>Proporção de alunos cujos pais incentivam a estudar</b> | 79,1975***<br>-45,826   | 69,7409***<br>-47,435  | 89,1360***<br>-76,828  | 83,5915***<br>-78,067  |
| <b>Maioria dos alunos é negra</b>                          | -7,6616***<br>-15,965   | -7,8823***<br>-13,655  | -9,7420**<br>-37,934   | -10,7018***<br>-29,717 |
| <b>Maioria das mães possui EF Completo</b>                 | 1,2917***<br>-0,2218    | -0,6236**<br>-0,1400   | 1,4006***<br>(0,3758)  | -0,9974**<br>(0,4134)  |
| <b>Alta rotatividade dos professores da escola</b>         | (0,1996)<br>2,0137***   | (0,2109)<br>2,1864***  | 0,7078**<br>(0,3167)   | 0,8040**<br>(0,3435)   |
| <b>Proporção de professores com formação continuada</b>    | (0,3356)<br>-0,6145**   | (0,3562)<br>-1,1663*** | 2,6372***<br>(0,5407)  | 3,7141***<br>(0,5844)  |
| <b>Escola violenta</b>                                     | (0,2499)<br>(0,2396)    | (0,2577)<br>(0,2529)   | -0,2444<br>(0,3948)    | -0,8131*<br>(0,4385)   |
| <b>Constante</b>                                           | 100,7396***<br>-44,821  | 124,0489***<br>-46,512 | 91,2529***<br>-74,623  | 104,8361***<br>-76,126 |

p&lt;0,10, \*\* p&lt;0,05, \*\*\* p&lt;0,01

Fonte: Elaboração Própria

## 4 Conclusão

O presente estudo se propôs a analisar qual o impacto da mudança dos diretores de escolas públicas no desempenho dos alunos na Prova Brasil. Para tanto, utilizamos a metodologia de *propensity score matching* seguida de Diferenças em Diferenças.

Os resultados por nós encontrados indicam que a troca de diretor leva a um impacto negativo e estatisticamente significativo no rendimento das escolas. Também pudemos observar, na estimação do escore de propensão, que a troca de gestão partidária possui influência relevante na rotatividade dos diretores de um município.

Dessa maneira, podemos observar que a prática dos novos prefeitos (ou secretários) de realocar os diretores de escolas municipais a cada vez que seu partido se elege é prejudicial para o rendimento dessas escolas. A troca de diretores faria sentido se o desempenho destes estivesse aquém do esperado, ou se ele estivesse se dedicando muito a outras atividades de forma que a direção da escola fosse secundária. Mas todos esses fatores foram controlados no cálculo do escore de propensão, de forma que temos um indicativo de que a troca de diretores é feita de acordo com o "apadrinhamento" político

do partido governante. Assim, um passo importante na busca da tão almejada educação de qualidade seria a realização de uma intervenção política mais adequada no que diz respeito a alocação dos gestores escolares.



## Referências

- ABADIE, A. et al. Implementing matching estimators for average treatment effects in stata. *Stata journal*, STATA PRESS, v. 4, p. 290–311, 2004.
- BÉTEILLE, T.; KALOGRIDES, D.; LOEB, S. Stepping stones: Principal career paths and school outcomes. *Social Science Research*, Elsevier, v. 41, n. 4, p. 904–919, 2012.
- BRANCH, G. F.; HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Principal turnover and effectiveness. *Unpublished manuscript*, 2008.
- CLARK, D. et al. School principals and school performance. The Urban Institute, 2010.
- EBERTS, R. W.; STONE, J. A. Student achievement in public schools: Do principals make a difference? *Economics of Education Review*, Elsevier, v. 7, n. 3, p. 291–299, 1988.
- GRISSOM, J. A.; LOEB, S. Triangulating principal effectiveness how perspectives of parents, teachers, and assistant principals identify the central importance of managerial skills. *American Educational Research Journal*, SAGE Publications, v. 48, n. 5, p. 1091–1123, 2011.
- HORNG, E. L.; KLASIK, D.; LOEB, S. Principal's time use and school effectiveness. *American Journal of Education*, JSTOR, v. 116, n. 4, p. 491–523, 2010.
- LÜCK, H. Dimensões da gestão escolar e suas competências. *Curitiba: Editora Positivo*, 2009.
- OSHIRO, C. H.; SCORZAFAVE, L. G. Efeito do pagamento de bônus aos professores sobre a proficiência escolar no estado de são paulo. *Anais do Encontro Nacional de Economia*, 2011.