Anais do III Encontro de Economia Aplicada

21 a 22 de junho de 2018





Programa de Pós-graduação em Economia

Faculdade de Economia

Universidade Federal de Juiz de Fora

Comissão Organizadora

Ricardo da Silva Freguglia, UFJF (Coordenador)
Carlos Henrique Leite Corseuil, IPEA
Eduardo Simoes De Almeida, UFJF
Eduardo Amaral Haddad, USP
Enlinson Henrique Carvalho De Mattos Doutorado, EESP-FGV/SP
Admir Antonio Betarelli Junior, UFJF
Claudio Roberto Foffano Vasconcelos, UFJF
Eduardo Goncalves, UFJF
Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF
Flavia Lucia Chein Feres, UFJF
Jose Simao Filho, UFJF
Marcel De Toledo Vieira, UFJF
Sidney Martins Caetano, UFJF
Wilson Luiz Rotatori Corrêa, UFJF
Marcelo Aarestrup Arbex, University Of Windsor
Edson Paulo Domingues, UFMG

Comissões Científicas

Área 1: Economia Regional (Regional Economics)
Weslem R. Faria, PPGE – Universidade Federal de Juiz de Fora
Admir A. Betarelli Junior, PPGE – Universidade Federal de Juiz de Fora
Thiago Caliari Silva, Instituto Tecnológico da Aeronáutica
Ana Carolina da Cruz Lima, FCE – Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Área 2: Economia Social e do Trabalho (Labor and Social Economics)
Renata Del Tedesco Narita, FEA – Universidade de São Paulo
Carlos Henrique Corseuil, IPEA – Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas
Ricardo da Silva Freguglia, PPGE – Universidade Federal de Juiz de Fora
Flávia Lúcia Chein Feres, PPGE – Universidade Federal de Juiz de Fora

Área 3: Microeconomia Aplicada: Finanças e Organização Industrial (Applied Microeconomics: Finance and Industrial Organization)
Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli, PPGE – Universidade Federal de Juiz de Fora
Silvinha Pinto Vasconcelos, PPGE – Universidade Federal de Juiz de Fora
Francisco Henrique Figueiredo de Castro Junior, FEA – Universidade de São Paulo
Carlos Frederico Leão Rocha, Universidade Federal do Rio de Janeiro

Área 4: Macroeconomia Aplicada (Applied Macroeconomics)
Sidney Martins Caetano, PPGE – Universidade Federal de Juiz de Fora
Nelson da Silva, Banco Central do Brasil
Michel Helcias Montoril, Departamento de Estatística – Universidade Federal de Juiz de Fora
Luis de Araujo, Department of Economics – Michigan State University

Sessão 1: Economia Regional

Aposentadoria por idade para mulheres e seu impacto sobre o bem-estar dos domicílios rurais brasileiros

Autores: Ascânio Vitor Vasconcelos Fonseca (UFV), Viviani Silva Lirio (UFV), João Eustáquio de Lima (UFV), Lorena Vieira Costa Lelis (UFV)

Climate sensitivity and the value of agricultural production in the brazilian northeast: an approach using spatial panel data

Autores: Helson Gomes de Souza (UFPB), Edward Martins Costa (UFC), Francisco José Silva Tabosa (UFC), Pablo Urano de Carvalho Castelar (UFC)

How far do agglomeration effects go?

Autores: Rodger Barros Antunes Campos (USP), Carlos Roberto Azzoni (USP)

Access to infrastructure and poverty in Brazil: perspectives of public policies in a contextual approach

Autores: Victor Medeiros (UFMG), Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira (UFMG)

Sessão 2: Economia Social e do Trabalho

State presence and urban violence: evidence from the permanent occupation of Rio de Janeiro's slums

Autores: Bruno Ottoni Eloy Vaz (FGV)

Efeitos da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos via mediação das condições socioeconômicas

Autores: Mateus Mota dos Santos (UFC), Francisca Zilania Mariano (UFC), Edward Martins Costa (UFC)

Public input and capital tax competition in local jurisdictions in Brazil

Autores: Ricardo Batista Politi (UFABC), Enlinson Matos (FGV), Eric Pcin (FGV)

Sessão 3: Microeconomia Aplicada: Finanças e Organização Industrial

Eficiência na arrecadação de ICMS entre os setores no estado da Paraíba: um estudo a partir da implantação das notas fiscais eletrônicas

Autores: Rodrigo Pereira de Oliveira (UFPB), Bruno Ferreira Frascaroli (UFPB)

As elasticidades da demanda por veículos novos no Brasil: uma análise considerando o preço dos veículos usados

Autores: Rodolfo Tomás da Fonseca Nicolay (UCM), Danilo da Silva Jesus (UCM)

Cartel screening in the brazilian retail fuel market

Autores: Douglas Silveira (UFJF), Silvinha Vasconcelos (UFJF), Paula Bogossian (CADE)

Análise do efeito da inadimplência na modelagem microfundamentada do prêmio de risco de mercado

Autores: Hecirlane Gomes Martins (UFC), Paulo Matos (UFC)

Sessão 4: Macroeconomia Aplicada

Measuring the effects of the brazilian development bank loans on investment using large Bayesian vars

Autores: Ricardo de Menezes Barboza (BNDES), Gabriel Filipe Vasconcelos (PUC-Rio)

Accessing the federal and state fiscal multipliers in Brazilian States

Autores: Gian Paulo Soave (USP), Paulo de Carvalho Lins (FGV)

Does monetary policy signaling, clarity of central bank communication and Transparency affect the sovereign risk spreads?

Autores: Rodolfo Tomás da Fonseca Nicolay (UCM), Ana Jordânia de Oliveira (IPEA)

APOSENTADORIA POR IDADE PARA MULHERES E SEU IMPACTO SOBRE O BEM-ESTAR DOS DOMICÍLIOS RURAIS BRASILEIROS

Autor: Ascânio Vitor Vasconcelos Fonseca
Filiação: Mestre em Economia Aplicada pelo de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa
E-mail: ascaniovitor@gmail.com
Autor: Viviani Silva Lirio
Filiação: Professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa
E-mail: vslirio@ufv.br
Autor: João Eustáquio de Lima
Filiação: Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa
E-mail: jelima@ufv.br
Autor: Lorena Vieira Costa Lelis
Filiação: Professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa
E-mail: lorena.costa@ufv.br

Resumo
Este estudo avaliou o impacto da aposentadoria por idade concedida às mulheres sobre o nível de bem-estar dos domicílios rurais brasileiros, em sua abordagem multidimensional. Assim, o Índice de Bem-Estar Domiciliar Rural (IbedR) foi construído por meio dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2013. Para a avaliação de impacto, adotou-se uma metodologia quase experimental considerada recente, o Desenho da Regressão Descontínua (RDD). As análises indicaram que as aposentadorias por idade para as mulheres representam uma importante parcela da renda dos domicílios beneficiados, especialmente entre aqueles com menor rendimento. Além disso, os efeitos locais médios do tratamento (LATEs) obtidos pela Regressão Descontínua (RDD) tipo Fuzzy corroboraram a contribuição do benefício para a melhora do nível de bem-estar dos domicílios analisados, mensurado pelo IbedR; em especial, para o acesso à educação e combate à pobreza. Constatou-se ainda que os efeitos sobre o IbedR são significativos para as regiões mais pobres do País, notadamente, Norte e Nordeste.
Palavras-chave: Previdência Social; Gênero; Bem-Estar Social Multidimensional; Rural; Regressão Descontínua.

Abstract
The main objective of this study was to evaluate the effect of old age pension for women in the level of well-being of the brazilian rural households, on a multiple dimensions. Thus, through using of microdata from the National Household Sample Survey (PNAD) in 2013, the Rural Households Well-Being Index (*IbedR* in Brazilian acronyms) was created. For this analysis, this study used an impact evaluation methodology quasi experimental that is considered recent, called the Regression Discontinuity Design (RDD). This research concluded that by considering their household income, benefits that are given based on a woman's age play a significant role for beneficiaries, especially among those with lower income. Furthermore, local average treatment effects (LATEs) estimated by RDD Fuzzy corroborated these benefits contributed to an improvement in the level of well-being for these rural households, measured by *IbedR*; in particular towards items such as access to education, access to financial resources within the sampled population. It was also noticed that on average, effects are significate in the lower-income areas of the Country, notably North and Northeast regions.
Key words: Social Security; Gender**;** Multidimensional Welfare; Brazilian; Regression Discontinuity Design.

***JEL**:* D63; I31; I32; I38; J16; J26

Área 1: Economia Regional (Regional Economics)

1 INTRODUÇÃO

Para as famílias rurais, a composição de renda está condicionada a duas fontes de rendas, as agrícolas e não-agrícolas (KAGEYAMA, 2001). De acordo com Hoffmann (2009), dentre as rendas não-agrícolas, as aposentadorias, ao constituírem a sua forma mais comum, ultrapassam a função de seguro contra a perda da capacidade laborativa e passam também a colaborar socialmente para a melhora do nível de bem-estar dos domicílios rurais, notadamente com condições de vida mais precárias em relação aos domicílios urbanos.

Neste contexto, devido às mulheres representarem a maioria (58% em 2016) dos beneficiários ativos da Previdência Social no meio rural (BRASIL, 2018), um direito universalizado e equiparado somente a partir da instituição do Regime de Segurados Especiais em 1992, torna-se interessante analisar de que forma o nível de bem-estar dos domicílios rurais é impactado pela presença de mulher(es) aposentada(s) por idade, uma vez que o recebimento desta renda não-agrícola ao promover a ampliação do compósito de renda e a sua desconcentração, pode ainda permitir a evolução das demais condições de vida relacionadas ao bem-estar destes.

Conforme Kageyama (2001), como a participação das rendas previdenciárias na renda total dos domicílios pode variar significativamente entre as regiões, é provável que nas regiões mais pobres do Brasil, como Norte e Nordeste, as rendas de aposentadorias, em especial, concedidas às mulheres, ganhem maior importância para o bem-estar no campo. Enfatiza-se que o aumento de famílias rurais monoparentais femininas[1] e a contribuição da mulher para a renda familiar total são superiores nas regiões mais pobres do país, *e.g.,* no Nordeste, a contribuição feminina na renda familiar rural é de 51%, acima da média nacional de 42,4% (IBGE, 2014).

Em vista disso, este estudo procura avaliar o impacto da aposentadoria por idade concedida às mulheres sobre o nível de bem-estar dos domicílios rurais brasileiros, em suas diferentes necessidades e oportunidades, e como se dá a distribuição de impacto nas grandes regiões do Brasil, no ano de 2013.

Nessa abordagem de bem-estar multidimensional, este estudo se torna relevante uma vez que, apesar da extensa literatura, ainda são escassos os trabalhos que avaliam os impactos da Previdência Social sobre um maior número possível de indicadores relevantes para a análise da qualidade de vida (REIS et al., 2015). Logo, o Índice de Bem-Estar Domiciliar Rural (IbedR) – um indicador sintético, escalar e adequado de bem-estar – elaborado a partir da adaptação do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) proposto por Paes de Barros; Carvalho e Franco (2003) e com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2013, é composto por seis dimensões, a saber: i) acesso ao conhecimento, ii) disponibilidade de trabalho, iii) disponibilidade de recursos e combate à pobreza, iv) desenvolvimento infantil, v) condições habitacionais e vi) segurança alimentar.

Além disso, nesse debate, esta pesquisa avança e contribui pelo fato da avaliação se dar sobre o prisma de gênero e em relação às aposentadorias por idade. No que tange à primeira abordagem, aqui se reconhece a política de Previdência Rural e, especialmente, seu Regime de Segurados Especiais, como umas das mais relevantes em termos de efetividade e universalização de direitos para as mulheres (HEREDIA; CINTRÃO, 2006). Como resultado, para muitas mulheres, os benefícios previdenciários, sobretudo da aposentadoria por idade, podem acabar se tornando a primeira fonte de renda regular de suas vidas, embora a dedicação a atividades produtivas no campo por muitos anos.

Esse empoderamento pode torná-las agentes de mudanças sociais no processo de desenvolvimento rural. E, com respaldo na teoria dos modelos coletivos de decisão intradomiciliar, o impacto desta política pública sobre o bem-estar domiciliar pode ser distinto quando direcionada às mulheres, em virtude das diferentes preferências individuais entre gêneros (THOMAS, 1990). De tal forma que a pesquisa não pode negligenciar a discriminação com que os recursos são direcionados e compartilhados entre os membros dos domicílios. Diferentemente dos homens que estão mais propensos a utilizar os recursos nas atividades produtivas, as mulheres utilizam majoritariamente os recursos na garantia do sustento de suas famílias, e assim, a renda previdenciária reduziria significativamente a vulnerabilidade e garantiria melhores condições de reprodução da unidade domiciliar (DOSS, 2013).

[1]A família é definida como 'monoparental feminina' quando a mãe vive sem cônjuge e com seu(s) filho(s), dependente(s) economicamente, em um mesmo domicílio (VITALE, 2002).

Por fim, o enfoque dado à aposentadoria por idade ocorre porque, apesar da Previdência Social compor-se de diferentes auxílios, tal benefício corresponde a dois terços de todos os benefícios ativos do Regime Geral da Previdência Social (RGPS) no meio rural. Além disso, especificamente, representa 92,6% de todos os benefícios do RGPS concedidos às mulheres residentes no rural brasileiro (BRASIL, 2018).

Realizadas essas considerações iniciais, o próximo capítulo apresenta um breve exame histórico do subsistema rural da Previdência Social brasileira, com especial foco na inserção das trabalhadoras rurais ao Regime de Segurados Especiais; o capítulo 3 expõe as fundamentações teóricas; o quarto capítulo traz a fonte de dados, a construção dos indicadores sintéticos de bem-estar, bem como o Desenho da Regressão Descontínua como metodologia de avaliação de impacto; o capitulo 5 apresenta os resultados da avaliação e as discussões; e, por fim, no sexto capítulo, têm-se as considerações finais.

2 A INSERÇÃO DAS MULHERES TRABALHADORAS RURAIS COMO SEGURADAS ESPECIAIS DA PREVIDÊNCIA SOCIAL

Embora os trabalhadores rurais já contassem com uma relativa, mas precária, concessão de benefícios securitários desde a inclusão destes na legislação previdenciária brasileira a partir de 1963, por meio, primeiro, do Estatuto do Trabalhador Rural (FUNRURAL), e mais tarde por meio do Programa de Assistência ao Trabalhador Rural (PRO-RURAL – 1971), o marco histórico para o avanço do subsistema rural da Previdência e, logo, para os direitos sociais, foi a Constituição da República Federativa do Brasil de 1988 (CRFB/1988). Apesar da CRFB/1988 garantir aos trabalhadores rurais assalariados os mesmos direitos previdenciários concedidos ao setor urbano; para alguns trabalhadores rurais, como agricultores, pescadores e garimpeiros, em regime de economia familiar, não existiam salários de contribuição para haver tal equiparação. Isso ocorria por não contarem com rendimentos regulares ou, ainda, por produzirem na informalidade, isto é, para o autoconsumo, sem qualquer rendimento financeiro (BRUMER, 2002).

Neste contexto, para se efetivar o acesso dos trabalhadores e trabalhadoras rurais à Previdência Social, postos os problemas adicionais enfrentados por estes, tornava-se necessária a adoção de um modelo de Previdência Social distinto dos moldes empregados junto ao setor urbano. Esta diferenciação de política previdenciária ocorreu via complementação à Constituição de 1988, por meio dos Planos de Custeio e de Benefícios da Previdência Social, Leis n° 8.212 e n° 8.213, respectivamente, ambas de 24 de julho de 1991, que instituíram o Regime de Segurados Especiais – RSER (SCHWARZER, 2000). Por conseguinte, conforme Kreter e Bacha (2006), os trabalhadores e trabalhadoras rurais passaram a poder participar da Previdência Social não somente por meio da contribuição obrigatória ao Instituto Nacional de Seguro Social (INSS) quando assalariados e proprietários autônomos, mas também como Segurados Especiais, cuja contribuição é facultativa.

Nessa segunda classe são integrados ao Regime Geral da Previdência Social (RGPS) os trabalhadores e trabalhadoras rurais informais, ou seja, aqueles que participam da agricultura familiar ou da agricultura de subsistência. Segundo Kreter e Bacha (2006), estes trabalhadores, independente de não contribuírem compulsoriamente para a Previdência Social durante suas vidas laborais, têm o direito de receber a aposentadoria por idade ou por invalidez no valor de um salário mínimo, desde que comprovem o efetivo exercício de atividade rural, ainda que de forma descontínua, por um período de, no mínimo, 15 anos, imediatamente anterior ao requerimento do benefício.

A aposentadoria por idade já existia antes da instituição do Regime de Segurados Especiais, porém, nos programas anteriores (FUNRURAL e PRO-RURAL) era concedido somente ao 'chefe ou arrimo de família', e em geral as mulheres ficavam excluídas. Sendo somente beneficiadas diretamente se fossem 'chefes de família' ou assalariadas rurais. Às demais mulheres, consideradas dependentes do cônjuge, restavam-lhes o benefício da pensão por morte, no valor de meio salário mínimo, o auxílio funeral e a assistência maternidade (SCHWARZER, 2000).

Neste viés, a nova legislação, efetivada em 1992, embora não se caracterize como uma política de gênero, nem se enquadre no âmbito das políticas para mulheres, foi, no entanto, fundamental para a equiparação dos direitos à aposentadoria entre mulheres e homens, fazendo com que, de fato, houvesse

igualdade de gênero na concessão dos benefícios previdenciários. Assim, as mulheres trabalhadoras rurais, como Seguradas Especiais, passaram a poder requerer o benefício da aposentadoria por idade, a partir dos 55 anos de idade, no valor de um salário mínimo, sem a contrapartida prévia da contribuição compulsória; e, independentemente de serem ou não 'chefes de família', *i.e*., mesmo que os cônjuges já recebessem aposentadoria ou elas já recebessem auxílio previdenciário em consequência de morte do companheiro, o que era vedado nos regimes anteriores.

Portanto, "se a aposentadoria por idade viabilizou uma crescente participação da população rural no sistema previdenciário, é através da análise por gênero deste benefício que as mudanças na legislação ficam ainda mais nítidas" (KRETER; BACHA, 2006, p. 476). Neste sentido, de acordo com dados da Previdência Social para 2016, aproximadamente 60,7% do total de 6.318.084 aposentadorias rurais por idade é concedido às mulheres trabalhadoras. A importância da aposentadoria por idade fica ainda mais inequívoca quando esta corresponde a 96% do total de aposentadorias ativas (por idade, por invalidez e por tempo de contribuição), bem como a 92,6% de todos os benefícios do RGPS concedidos às mulheres residentes no meio rural brasileiro (BRASIL, 2018).

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Teorias de Bem-Estar Social: Multidimensional *vis-à-vis* Unidimensional

De acordo com Sen (2000), na concepção Unidimensional e Monetária, de cunho neoclássico, a utilidade representa a medida numérica do prazer ou felicidade para um indivíduo, e portanto, o bem-estar deste está associado à maximização de sua utilidade. O indivíduo ao visar a maximização de sua utilidade, faz com que seus gastos em consumo reflitam a utilidade proporcionada a ele. Logo, o bem-estar individual é definido com base na sua função consumo e, por extensão, a função de Bem-Estar Social é expressa exclusivamente pela maximização da soma das utilidades dos bens consumidos, ou então, pela função consumo total.

Dessa forma, as rendas individual ou nacional são consideradas como indicadores exclusivos de bem-estar, baseando-se na suficiência de rendimentos para garantir as condições mínimas de subsistência, dado um ponto empírico de referência – as linhas de pobreza e indigência (extrema pobreza).

Entretanto, segundo Bergh (2009), o Produto Interno Bruto (PIB), e principalmente sua extensão, o PIB per capita (ou renda individual) não caracterizam de forma eficaz o bem-estar de uma sociedade, em decorrência de que existem outros elementos não monetários e não presentes no PIB que influenciam diretamente o nível de bem-estar dos indivíduos. Por exemplo, o PIB não captura o acesso dos indivíduos a serviços básicos; e especialmente, desconsidera a distribuição de renda, *i.e*., podem vir a existir países com altas taxas de PIB, porém com baixo índice de desenvolvimento humano (SEN, 2001).

Em outras palavras, o desenvolvimento socioeconômico não pode ser confundido com crescimento econômico. Sendo o primeiro conceito entendido "como o processo capaz de promover melhorias econômicas e sociais para a população, através da ampliação de suas oportunidades de escolhas, redução das desigualdades socioeconômicas e eliminação da pobreza" (SILVA; LACERDA; NEDER, 2011, p.5). Logo, a visão estritamente monetária não pode ser aceita como medida primeira de bem-estar, e, por conseguinte, uma medida de bem-estar que considera a multidimensionalidade do fenômeno, seja para o indivíduo, domicílio ou país, faz-se necessária e é empregada neste estudo.

Para introduzir a multidimensionalidade do Bem-Estar Social, cita-se como primeira vertente a abordagem das Necessidades Básicas. De acordo com esta vertente, o bem-estar de uma vida humana íntegra é garantido somente quando certas necessidades deixam de ser mínimas (como defendido na concepção utilitarista) para serem básicas e universais. Sob a justificativa de que os indivíduos não necessitam apenas de renda, seria preciso dar a eles oportunidades de levarem uma vida plena, garantindo-os direitos universais, como o acesso a bens e serviços públicos (educação, saneamento e habitação etc.).

Ao introduzir o caráter multidimensional nos estudos de bem-estar, a Teoria das Necessidades Básicas teve contribuição inquestionável para a teoria do desenvolvimento. Destarte, a abordagem das

Capacitações, desenvolvida pelo economista e filósofo indiano Amartya Sen, pode ser dita como uma ampliação coerente dos direitos humanos levantados pela abordagem das Necessidades Básicas.

Na Abordagem das Capacitações, o Bem-Estar Social remete às liberdades individuais substantivas – as capacidades – que os indivíduos têm para levarem a vida que eles com justiça valorizam, ou seja, com base naquilo que os indivíduos são capazes de ser e fazer (SEN, 2000). Nesta abordagem o bem-estar é avaliado em termos de dois componentes: os funcionamentos (functionings) e as capacitações.

Os funcionamentos são os elementos constitutivos do estado de existência de uma pessoa. Ou seja, são os ser e fazer desta. O bem-estar de uma pessoa é, portanto, mensurado em função da qualidade do estado em que esta se encontra. Neste sentido, os funcionamentos podem ser identificados desde fatores básicos como estar nutrido adequadamente, ter acesso a uma boa educação, participar de reuniões do sindicato rural etc., até realizações mais complexas, tais como ser feliz, ter respeito próprio, e assim por diante (SEN, 2001).

Conexa à ideia de funcionamentos está a noção de capacidade (ou capacitações) para realizar tais funcionamentos. Em outras palavras, segundo Sen (2001), as capacitações representam o conjunto potencial de funcionamentos (ou bem-estar) que uma pessoa pode gerar, a partir da liberdade substantiva desta pessoa para levar o tipo de vida que ela ajuíza e valoriza. Ainda segundo o autor, se os funcionamentos constituem o bem-estar da pessoa, traduzidos em ser e estar, a capacitação para pôr em prática os funcionamentos é a liberdade da pessoa de realizar seu bem-estar.

Portanto, a Abordagem das Capacitações procura avaliar justamente a liberdade substantiva de escolha de uma pessoa, dentre os funcionamentos, para a obtenção de seu bem-estar. Assim sendo, para Sen (2000), são os níveis (ou a ampliação) de liberdades que determinam os estágios de desenvolvimento de uma sociedade.

A abordagem multidimensional do bem-estar, seja sob enfoque das Capacitações ou das Necessidades Básicas, traz consigo a vantagem de propiciar um maior entendimento das diversas condições de vida, que vão além do conceito de suficiência de renda e incluem informações acerca do acesso ao conhecimento, ao trabalho, condições habitacionais, etc. Neste viés, foram desenvolvidas medidas também compatíveis com a evolução do pensamento cientifico sobre tema. Como a literatura alusiva à abordagem das Capacitações acaba por mensurar mais funcionamentos do que propriamente capacitações, esta diretamente também agrega os elementos pertencentes ao enfoque das Necessidades Básicas (SILVA; LACERDA; NEDER, 2011). Deste modo, a construção de novos indicadores sintéticos de bem-estar, similares ao Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), envolvendo, entretanto, um número maior de dimensões, dá-se sobretudo nos funcionamentos ou nas necessidades humanas básicas e universais. Como exemplo, destaca-se o Índice de Desenvolvimento da Família (IDF), desenvolvido por Paes de Barros; Carvalho e Franco (2003), adotado neste estudo como medida de desenvolvimento humano e social.

Desta forma, após apresentadas as duas discussões, a Previdência Social, ao promover diretamente a obtenção de recursos (renda) às trabalhadoras rurais e aos seus domicílios, uma das dimensões proposta por Barros; Carvalho e Franco (2003), pode ainda permitir o acesso às outras dimensões do bem-estar, por meio da capacidade da renda em obtê-las via mercado. Nesse sentido, a próxima seção apresenta a teoria dos Modelos Coletivos para o entendimento de como as rendas previdenciárias podem ser alocadas dentro dos domicílios rurais, sendo as mulheres as beneficiárias.

3.2 Comportamento das Famílias: Modelos Coletivos *versus* Modelo Unitário

No contexto domiciliar, um potencial impacto sobre o bem-estar resultante de uma renda feminina de outra fonte que não o salário, a partir das mudanças nos recursos disponíveis para o consumo e do aumento em seu poder de barganha nas decisões intradomiciliares, traz à frente o debate de que homens e mulheres alocariam seus recursos de maneiras diferentes, por causa, principalmente, das distintas preferências individuais entre gêneros. Essa ideia, em geral, promove a refutação do modelo unitário *vis-à-vis* os modelos coletivos.

No modelo Unitário, de preferências comuns ou do 'ditador benevolente', desenvolvido por Gary Becker nos anos 60, as famílias seriam consideradas como um agente representativo, ou seja, um

conjunto de indivíduos que, a partir do ponto de vista que para todos os membros do conjunto familiar haveria apenas uma única função de preferência, comportam-se como se estivessem de acordo sobre a forma mais eficiente de combinar tempo e bens adquiridos, no intuído de maximizar um bem-estar comum a todos (BECKER, 1974).

Por conseguinte, nesse modelo a distribuição dos rendimentos não provenientes do salário entre os membros do domicílio seria irrelevante; somente a renda total da família determinaria o consumo de bens e serviços. E a maximização da função utilidade da família ficaria sujeita a apenas uma única restrição orçamentária, independente de quem receba a renda (CHIAPPORI, 1988). Assim, para determinadas políticas sociais, *e.g*., programas de transferências de renda, o fato relevante seria a renda total que o domicílio recebe de tais políticas e não a identidade do indivíduo que é focalizado pelas mesmas.

Entretanto, Thomas (1990), ao contrário de Becker, defende que existem incentivos para que os membros familiares não agreguem sua renda, e sim, que aloquem seus recursos em bens e serviços que mais lhe interessam. Assim, é preciso avaliar os domicílios como entidades coletivas nas quais as decisões são resultados de negociações entre seus membros. Dessa forma, a literatura econômica ao incorporar a individualidade e as eventuais preferências assimétricas desenvolveu três abordagens alternativas ao modelo Unitário. São elas: *modelos de barganha não cooperativos*, *modelos de barganha cooperativos* e *modelos coletivos*[2]. A terceira vertente, *i.e*. os modelos coletivos, são considerados nos dias atuais a ferramenta padrão para a análise do comportamento domiciliar. De acordo com Apps e Rees (1997, p. 183-183), nesses modelos:

> *A família é descrita como um grupo de dois indivíduos com preferências racionais potencialmente diferentes. O casal interage entre si ao tomar decisões através de um processo exógeno não observável que produz uma alocação eficiente de Pareto. As preferências da família, representadas por uma função de bem-estar social, podem ser entendidas como uma espécie de soma ponderada das preferências individuais, na qual os pesos individuais representam o poder de barganha dos membros da família. Essas preferências podem sofrer alterações de acordo com mudanças nos preços, nos salários ou no rendimento da família proveniente de outras fontes que não o salário. [...] Um aumento nesse rendimento individual pode mudar o poder de barganha de um indivíduo para o outro trazendo consequências para a alocação do consumo familiar e bem-estar.*

Nesse sentido, fatores exógenos, denominados de distribuição, são capazes de mudar o poder de barganha de um dos membros, alterando as decisões do domicílio. Browning; Chiappori e Lechene (2004) afirmam que variáveis relacionadas a rendimentos, em especial, individuais de outras fontes e benefícios sociais (THOMAS, 1990), são importantes fatores de distribuição, uma vez que podem ser alteradas por políticas governamentais, caracterizando a exogeneidade.

Dito isso, somente a partir da análise por meio dos modelos coletivos que uma política social impacta as regras de alocação dos recursos dentro de um agregado familiar. Logo, a aposentadoria por idade concedida às mulheres pode impactar de maneiras diferentes as dimensões que compõem o bem-estar de um domicílio, quando comparada ao benefício recebido pelos homens.

4 METODOLOGIA

4.1 Fonte e Tratamento de Dados

A base de dados utilizada neste estudo é construída a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A escolha em se analisar a PNAD referente ao ano de 2013 se faz pelo propósito em se avaliar o maior número possível de dimensões relevantes para o nível de bem-estar de um domicílio. Assim, uma vez que a PNAD 2013 oferece informações suplementares acerca de Segurança Alimentar, pode-se incluir esta dimensão à análise.

[2]Para o entendimento dos dois primeiros modelos alternativos, consultar Chiappori (1988).

Para este estudo, a unidade de análise são os domicílios rurais[3]. Entretanto, apenas os domicílios particulares e permanentes[4] com presença de, pelo menos, 1 (uma) mulher são analisados. São selecionados dados individuais referentes aos membros e aos seus respectivos domicílios em todas as cinco regiões do País. Exclui-se, dentre seus membros, os pensionistas e os(as) empregados(as) domésticos(as) e seus parentes. Assim, a unidade domiciliar de análise inclui além da família nuclear, os parentes desta que vivem no mesmo domicílio (mesmo que formem outras famílias) e os agregados.

Após a delimitação da base, a amostra final da PNAD com microdados conexos ao meio rural brasileiro consiste em 51.784 pessoas e 15.586 domicílios.

4.1.1 Construção da *Proxy* das Aposentadas Rurais por Idade a partir da PNAD

Uma vez que na PNAD a condição de 'estar aposentado' é apenas identificada pela variável 'aposentado por um instituto de previdência público', tal fato impossibilita a identificação direta das aposentadas por idade. Assim, é preciso construir uma *proxy* para as seguradas especiais, mais precisamente, uma *proxy* para as aposentadas por idade.

Para tal, replica-se a metodologia desenvolvida por Kreter; Staduto e Souza (2015), em que a *proxy* para a condição de aposentada rural por idade é determinada pela seleção de mulheres aposentadas residentes na zona rural (com 55 anos de idade ou mais) e com rendimento de aposentadoria no valor de um salário mínimo.

4.2 O Índice de Bem-Estar Domiciliar Rural (*IbedR*)

A construção do Índice de Bem-Estar Domiciliar Rural (*IbedR*) baseia-se na adaptação do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) elaborado por Paes de Barros; Carvalho e Franco (2003). As seis dimensões das condições de vida, analisadas por meio das informações contidas na PNAD e sintetizadas no IDF, são: *i*) Ausência de Vulnerabilidade das Famílias; *ii*) Acesso ao Conhecimento; *iii*) Acesso ao Trabalho; *iv*) Disponibilidade de Recursos; *v*) Desenvolvimento Infantil; e *vi*) Condições Habitacionais.

A partir da afirmação dos autores acima de que à exceção da primeira dimensão, cada uma das demais "representa, em parte, o acesso aos meios necessários para os domicílios satisfazerem suas necessidades e, em outra parte, a consecução de fins, isto é, a satisfação efetiva de tais necessidades" (PAES DE BARROS; CARVALHO; FRANCO, 2003, p. 8); e do trabalho de Reis et al. (2015)[5], a primeira alteração no índice original para a construção do *IbedR* é a exclusão da dimensão Ausência de Vulnerabilidade das Famílias.

Além disso, uma vez que características de saúde não pertencem ao questionário básico da PNAD, a seleção adicional de informações relacionadas à pesquisa suplementar de Segurança Alimentar da PNAD 2013 torna-se certamente uma importante contribuição para o desenvolvimento de um índice sintético de bem-estar multidimensional, já que permite uma análise direta sobre as características de alimentação de um domicílio, bem como uma avaliação (in)direta de certos indicadores de saúde, haja vista que o direito à saúde está fortemente interligado ao direito à alimentação adequada e saudável.

---

[3]Neste estudo, opta-se por analisar as áreas rurais referentes às seguintes situações censitárias definidas pela PNAD: *i*) *aglomerado rural, isolado, povoado*; *ii*) *aglomerado rural, isolados, outros aglomerados*; e *iii*) *zona rural, exclusive aglomerado rural*[3]. Logo, a avaliação exclui duas situações censitárias rurais: o *aglomerado rural de extensão urbana*, por compreender as áreas adjacentes ao perímetro urbano dos municípios (com distância inferior a 1 km), resultante do crescimento horizontal das cidades; e o *aglomerado rural, isolado, núcleo*, haja vista que as áreas ao pertencerem a um único proprietário (empresa agrícola, indústria, usina etc.), têm como característica definidora o seu caráter privado empresarial (DEL GROSSI; GRAZIANO DA SILVA, 2002).

[4]Desta forma, excluiu-se os domicílios coletivos e os domicílios particulares improvisados. Para mais informações sobre essas definições, consultar IBGE (2015).

[5]Em estudo recente, Reis et al. (2015) adaptaram a construção do IDF, não o utilizando em sua forma original, pela justificativa de não existência de suporte na literatura para associar um impacto da Previdência sobre os indicadores de *Ausência de Vulnerabilidade das Famílias*.

Assim, com o acréscimo da dimensão Segurança Alimentar, o *IbedR* adaptado com pequenos ajustes de conceituação e de exclusão de indicadores primários[6], é composto por seis dimensões definidas a partir de um conjunto de 24 variáveis selecionadas com base na PNAD de 2013 (Tabela 1).

Tabela 1 - Dimensões, componentes e indicadores socioeconômicos que compõem o Índice de Bem-Estar Domiciliar Rural (*IbedR*).

Dimensão	Componente	Indicador Socioeconômico
Acesso ao Conhecimento	Analfabetismo	C1. Ausência de adulto[7] analfabeto[8]
	Escolaridade	C2. Presença de pelo menos um adulto com fundamental completo
		C3. Presença de pelo menos um adulto com ensino médio completo
		C4. Presença de pelo menos um adulto com alguma educação superior
Disponibilidade de Trabalho	*Acesso*	T1. Mais da metade dos membros em idade ativa[9] encontra-se ocupada
Disp. de Recursos e Comb. à Pobreza	Extrema pobreza	R1. Renda domiciliar per capita[10] superior a 1/4 SM [11]
	Pobreza	R2. Renda domiciliar per capita superior a 1/2 SM
Desenvolvimento Infantil	Trabalho precoce	D1. Ausência de criança de 10 a 14 anos trabalhando
		D2. Ausência de criança de 10 a 16 anos trabalhando
	Acesso à escola	D3. Ausência de criança de 7 a 14 anos fora da escola
		D4. Ausência de criança de 7 a 17 anos fora da escola
Condições Habitacionais	Propriedade	H1. Domicílio próprio
	Déficit habitacional	H2. Densidade de até 2 moradores por dormitório
	Abrigabilidade	H3. Material de construção permanente
	Acesso a abast. de água	H4. Acesso adequado a água
	Acesso a saneamento	H5. Esgotamento sanitário adequado
		H6. Acesso a fogão e geladeira
	Acesso a bens duráveis	H7. Acesso a fogão, geladeira e televisão a cores ou rádio
		H8. Acesso a fogão, geladeira, televisão a cores ou rádio e telefone
		H9. Acesso a fogão, geladeira, televisão a cores ou rádio, telefone e veículo
Segurança Alimentar	Presença de Alimentos	S1. Presença de alimentos até uma nova aquisição
	Alimentação suficiente	S2. Alimentação em quantidade suficiente para todos os membros
	Qualidade dos alimentos	S3. Alimentação considerada saudável e variada
	Despreocupação	S4. Despreocupação com o término de alimentos antes de nova aquisição

Fonte: Elaboração do autor a partir de Paes de Barros; Carvalho e Franco (2003) e da PNAD 2013.
Nota: SM = Salário mínimo.

Para o cálculo do *IbedR* são utilizadas apenas variáveis dicotômicas do tipo sim (1) e não (0), em que cada sim é computado como algo positivo e eleva a pontuação do domicílio na direção de maior grau de desenvolvimento. Além disso, adota-se um sistema neutro de pesos (média aritmética), análogo ao utilizado para a cálculo do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Ou seja, atribui-se a mesma ponderação (*i*) a todos os indicadores de cada componente de uma dimensão; (*ii*) a todos os componentes de uma dimensão; e (*iii*) a cada uma das dimensões que compõem o *IbedR*. Dessa forma, o índice sintético *IbedR* é definido pela seguinte equação:

$$IbedR = \left(\frac{1}{6}\right) * \sum_k \left(\frac{1}{m_k}\right) * \sum_j \left(\frac{1}{n_{jk}}\right) * \sum_i \left(B_{ijk}\right) \quad (1)$$

Em que *mk* é o número de componentes da *k-ésima* dimensão; *njk*, o número de indicadores do *j-ésimo* componente da *k-ésima* dimensão; e *Bijk* denota o *i-ésimo* indicador básico do *j-ésimo* componente da *k-ésima* dimensão.

[6]As particularidades quanto à escolha final dos indicadores socioeconômicos que compõem o *IbedR* dizem respeito à situação censitária de análise. Como este estudo concentra sua investigação sobre o meio rural, alguns indicadores propostos por Paes de Barros; Carvalho e Franco (2003) tornam-se inadequados para o caso, devido principalmente às características distintas entre o rural e o restante do País.

[7]Considera-se adulto a pessoa com 25 anos ou mais.

[8]Toma-se como analfabeto aquele indivíduo que se autodeclara não saber ler e escrever.

[9]Ao seguir a metodologia adotada pelo IBGE, define-se idade ativa a faixa etária entre 15 e 60 anos.

[10]O rendimento domiciliar per capita (RDPC) é definido como a razão entre o rendimento domiciliar total e o número de moradores (componentes), excluindo-se as pessoas cuja condição no domicílio é pensionista, empregado doméstico ou parente de empregado doméstico.

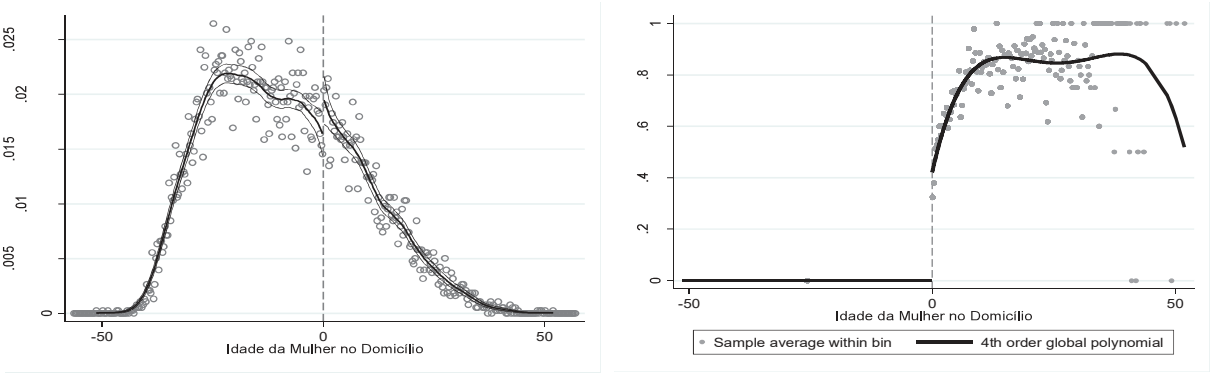
[11]Uma vez que o salário mínimo vigente para o ano de 2013 era de R$678,00, para a linha de pobreza extrema assume-se o rendimento domiciliar mensal *per capita* de R$169,50 e para a linha de pobreza o valor *per capita* de R$ 339,00.

4.3 Modelo Empírico: O Desenho da Regressão Descontínua (*RDD*)

Como as mulheres trabalhadoras rurais se enquadram majoritariamente como seguradas especiais, cuja contribuição previdenciária é de caráter facultativo, qualquer mulher residente no meio rural brasileiro ao completar a idade mínima de 55 anos pode requerer o recebimento da aposentadoria por idade. Este fato dificultaria a construção de um grupo contrafactual de domicílios com mulheres em idade elegível, mas que não sejam aposentadas.

Para contornar o problema acima, este estudo adota como estratégia quase experimental de avaliação de impacto o Desenho da Regressão Descontínua (*RDD*). Neste desenho a participação a um tratamento é determinada por um ponto de corte conhecido c, relacionado a uma variável contínua X_i, fundamental para a elegibilidade ao programa. De tal forma que existe uma descontinuidade na probabilidade de recebimento do tratamento neste ponto de corte (IMBENS; LEMIEUX, 2008). Neste sentido, como a elegibilidade ao acesso à aposentadoria pelas mulheres rurais tem por critério uma idade mínima de 55 anos, é atribuído à idade da mulher o papel de variável de designação ao tratamento $(forcing) - X_i$. Pode-se assim comparar os resultados médios das variáveis de interesse (*IbedR* e suas dimensões) entre os domicílios rurais com mulheres em idades próximas à idade de elegibilidade (grupo de controle) e os domicílios rurais com mulheres em idades elegíveis (grupo tratado).

De acordo com Lee e Lemieux (2010), dois pressupostos devem ser atendidos para que o *RDD* possa ser implementado. O primeiro pressuposto, de não manipulação da variável *forcing* X_i, diz que, caso haja um excesso de observações na vizinhança acima do *cutoff*, as mulheres possuiriam controle preciso sobre a variável *forcing* e a poderiam manipulá-la de forma a se autosselecionarem ao tratamento. A validação deste pressuposto pode ser realizada por meio do teste de densidade de McCrary (McCRARY, 2008). Para a amostra de domicílios com presença de mulheres, o teste de McCrary na Figura 1 não rejeita a hipótese nula de continuidade na função densidade de distribuição da variável *forcing* no *cutoff*, ou seja, não evidencia qualquer descontinuidade significativa em torno da idade de corte de 55 anos das mulheres, validando o pressuposto de não manipulação[12].



a) **b)**

Figura 1 - Testes de McCrary (2008) e de Descontinuidade e Probabilidade de Tratamento.
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos comandos *DCdensity* e *rdplot*, respectivamente.
Nota: Idade da mulher no Domicílio representada por $X_i - c$ (idade da mulher 'mais idosa' $-$ 55).

A segunda suposição para a validade do RDD é a ignorabilidade local (*unconfoundedness*). Esta argumenta que os domicílios que estão logo abaixo do ponto de corte devem ser semelhantes aos domicílios que estão logo acima do ponto de corte, no que se refere as suas características observáveis, cuja única descontinuidade resulta do recebimento do benefício. Para a verificação deste pressuposto, realizam-se testes de igualdade de médias entre as características dos dois grupos de domicílios, *i.e.*, entre os domicílios com mulheres abaixo dos 54 anos (domicílios não tratados) e aqueles com mulheres acima dos 55 anos (domicílios tratados).

[12]Mesmo que aparentemente se visualize uma pequena descontinuidade ascendente na densidade no *cutoff*, o comando *rddensity* (CATTANEO; JANSSON; MA, 2017) evidenciou que esta mudança não é estatisticamente significativa.

Tabela 2 - Balanceamento das Características Predeterminadas dos Domicílios Rurais com Mulheres.

Variáveis	Amostra Completa		Domicílios com mulheres entre 45 e 64 anos		Domicílios com mulheres entre 47 e 62 anos		Domicílios com mulheres entre 50 e 59 anos	
	Não Tratados	Tratados	Não Tratados	Tratados	Não Tratados	Tratados	Não Tratados	Tratados
Responsável Masculino	0.79	0.65*	0.77	0.71*	0.76	0.73*	0.75	0.75
Domicílio Não-Agrícola	0.28	0.06*	0.22	0.07*	0.21	0.08*	0.21	0.08*
Responsável Branco	0.32	0.40*	0.34	0.37	0.34	0.37	0.34	0.34
Mulher Casada	0.06	0.07	0.07	0.08	0.06	0.07	0.42	0.42
Mulher Branca	0.41	0.46*	0.44	0.44	0.44	0.44	0.06	0.07
Presença de Criança	0.46	0.84*	0.73	0.80*	0.75	0.80*	0.77	0.81

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados da pesquisa.
Notas: H0: A diferença entre as médias é zero; * indica níveis de significância de 1%.

Na Tabela 2, ao considerar a amostra completa, os grupos de domicílios aparentemente se diferem em diversas características. Entretanto, essas diferenças se tornam mínimas e não significativas quando considerados intervalos menores de idade em torno do ponto de corte, o que, segundo Skovron e Titiunik (2016), corrobora o balanceamento das características domiciliares e as individuais das mulheres 'mais idosas' entre os grupos, assim como, valida a implementação do Desenho da Regressão Descontínua (*RDD*).

Além destes dois testes, é importante mostrar que a elegibilidade ao tratamento está associada ao *status* de tratamento. Neste sentido, conforme Lee e Lemieux (2010), no instrumental da regressão descontínua, existem dois tipos de descontinuidade: a *Sharp* e a *Fuzzy*. No caso *Sharp*, a descontinuidade é uma função determinística da variável explicativa, ou seja, ocorre quando a variável *forcing* X_i determina completamente a participação no grupo de tratamento. Assim, a probabilidade de participação muda descontinuamente de 0 a 1 no limiar *c*. Já no desenho *Fuzzy*, a participação no grupo de tratamento depende tanto da variável *forcing* X_i, como também de outras variáveis observáveis e não observáveis. Neste caso, a probabilidade de participação no ponto de corte não 'salta' exatamente de 0 a 1 (MENEZES FILHO, 2012).

Ao se observar na amostra de domicílios rurais com mulheres acima de 55 anos que, em 24,2% do total destes as mulheres não se encontram aposentadas; verifica-se uma descontinuidade não determinística, e, logo, a estratégia de estimação utilizada é o desenho *Fuzzy*. Para ressaltar a importância da análise gráfica no *RDD*, ao relacionar a variável de tratamento 'domicílio beneficiado'[13] e a variável *forcing* idade da mulher 'mais idosa' nos domicílios, a Figura 1.b sugere que a descontinuidade na probabilidade dos domicílios rurais serem beneficiados quando a idade da mulher ultrapassa o *cutoff* (55 anos, ou, como representado no gráfico, *idade da mulher 'mais idosa'* $-$ *55*) não é determinística, *i.e.*, salta de 0 mas não para 1.

Realizadas estas considerações, para a estimação do *RDD*, conforme Lee e Card (2008), é necessária a transformação da variável *forcing* idade da mulher, que é discreta, em variável contínua. A metodologia de transformação em idade contínua por meio da manipulação dos dados referentes ao dia, ao mês e ao ano de nascimento de cada mulher no domicílio se baseia em Loza, Wilde e Córdova (2013).

É preciso ainda para a estimação escolher o intervalo ou *bandwidth* (*h*) para cada lado da descontinuidade. A escolha da *bandwidth* envolve um *trade off* entre viés e variância (LEE; LEMIEUX, 2010). Neste estudo opta-se por *bandwidths* de 5 anos e 8 anos para a idade das mulheres 'mais idosas' nos domicílios (*i.e.*, domicílios com mulheres entre 50 e 59 anos; e 47 e 62 anos, respectivamente, em valores contínuos).

Além disso, a estimação *RDD* depende ainda da escolha da função Kernel empregada para ponderar cada observação dentro da *bandwidth* (*h*) com relação à distância ao valor central *c* (55 anos). Segundo Imbens e Lemieux (2008), a função Kernel apropriada é a retangular (ou uniforme), que dá igual ponderação para todas as observações que caem dentro das *bandwidths* de +/-5 e +/-8 anos e peso zero para as observações fora da mesma.

[13]Aplica-se a metodologia da Subseção 4.1.1 para a definição de domicílio rural beneficiado por aposentadoria por idade para a mulher.

Dadas as especificações anteriores, Lee e Lemieux (2010) propõem o uso de duas regressões lineares locais para estimar a relação entre Y_i e X_i, referentes a cada lado do ponto de corte *c* (55 anos). Para este fim, os autores sugerem ainda a transformação da variável *forcing*, subtraindo-se o valor correspondente ao *cutoff*, e obtendo uma nova variável, $(X_i - c)$, ou para o caso, (idade da mulher 'mais idosa' $-$ 55), que é usada na estimação de cada regressão. A forma mais direta de se estimar o efeito médio local do tratamento no *RDD Fuzzy* é usando um modelo de regressão que combina as regressões em ambos os lados do ponto de corte (*l=left*; *r=right*), conforme a Equação 2.

Como verificado na Figura 1.b, o *status* de tratamento é apenas parcialmente determinado pela regra de elegibilidade, ou seja, pela idade. Deste modo, para o caso *Fuzzy*, é necessário primeiro estimar como a probabilidade de receber o tratamento está relacionada com a variável de designação ao tratamento (MENEZES FILHO, 2012). Para isso, segundo Lee e Lemieux (2010), a literatura sugere o uso de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). A Equação 3 representa o primeiro estágio da estimação que relaciona a variável de designação ao tratamento e o efetivo tratamento. Assim, utiliza-se a idade da mulher 'mais idosa' como Variável Instrumental (*IV*) na equação. Em que *D* indica se X_i excede o valor *c*, *i.e.*, *D* é uma variável *dummy* igual a 1 se X_i é maior que *55 anos* e 0, caso contrário $-$ Equação 4.

$$Y_i = a_l + \tau.T_i + \beta_l.(X_i - c) + (\beta_r - \beta_l).T_i.(X_i - c) + \Sigma_{j=1}^{j}\theta_j v_{i,j} + \Sigma_{k=1}^{k}\delta_k w_{i,k} + \varphi_i D_i.M_i + \varepsilon_i$$

se $$c - h < X_i \leq c + h \quad (2)$$

$$T_i = \gamma_l + \theta.D_i + \delta_l.(X_i - c) + \pi.D_i.(X_i - c) + \upsilon_i$$

se $$c - h < X_i \leq c + h \quad (3)$$

onde:

$$D_i = \begin{cases} 1\ se\ I_i \geq 55 \\ 0\ se\ I_i < 55 \end{cases} \quad (4)$$

Ao se impor a restrição de que os coeficientes angulares são os mesmos em ambos os lados do ponto de descontinuidade, ou seja, $\beta_r = \beta_l$, as variáveis explicativas se anulam no valor do *cutoff* na Equação 2. Logo, o valor esperado de cada regressão em *c* é dado por a_r e a_l, e o efeito médio é obtido pela razão entre a diferença dos interceptos, *i.e.*, $\tau = a_r - a_l \ / \ \gamma_r - \gamma_l$. Contudo, ressalva-se que o coeficiente τ deve ser apenas interpretado como um efeito médio local do tratamento $-$ *LATE*. Assim, o LATE estima o efeito médio do tratamento comparando apenas os domicílios dentro da bandwidth (*h*) em torno do limiar de 55 anos.

São inseridas na Equação 2 variáveis de controle correspondentes às características da mulher e do responsável pelo domicílio $-$ vetor v_j $-$ e às características domiciliares e regionais $-$ vetor w_k. Como visto na Tabela 2, referente ao teste de ignorabilidade local, esta inclusão se faz para tornar cada vez mais os domicílios no entorno do ponto de corte semelhantes em suas características observáveis, o que faz o *RDD* aproximar-se de um experimento randomizado, aumentando a precisão das estimações e reduzindo o resíduo da regressão (IMBENS; LEMIEUX, 2008).

Por fim, são incluídas na mesma equação *dummies* que correspondem a interação entre o recebimento do benefício e a localização regional dos domicílios $(D_i.M_i)$, ou seja, as 5 grandes regiões brasileiras. Assim, φ_i capta a distribuição dos efeitos médios locais do tratamento conforme a desagregação espacial dos domicílios.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

No intuito de tornar mais robustos os resultados deste estudo, seis especificações estimadas por *RDD*, e elucidadas na sequência, são apresentadas. Uma vez que no entorno do *cutoff* (*c*) têm-se

características similares, como visualizado no teste de médias da Tabela 2, a inclusão de variáveis de controle deve gerar resultados muito próximos, *i.e.*, sem alterar a significância nem o sinal dos coeficientes. Deste modo, nas três primeiras especificações: I) *RDD* com *bandwidth* de 5 anos e função Kernel retangular (em consonância com outros trabalhos[14]); II) *RDD* com função Kernel retangular e seleção de *bandwidth* ótima por Validação Cruzada, como proposto por Ludwig e Miller (2007) e Imbens e Lemieux (2008), e com *bandwidth* máxima limitada à 8 anos[15]; e III) *RDD* com função Kernel triangular e seleção de *bandwidth* ótima CCT, como proposto por Calonico; Cattaneo e Titiunik (2014) – não são incluídas covariadas.

Entretanto, seguindo Lee e Lemieux (2010) e Menezes Filho (2012), no intuito de tornar ainda mais semelhantes os domicílios em suas características observáveis e aumentar a precisão das estimações, nas demais especificações: *RDD* com *bandwidth* de 5 (IV) e 8 anos (V) e funções Kernel retangular; e VI) *RDD* com função Kernel triangular, com seleção de *bandwidth* ótima por erro quadrático médio – MSE, sem limitação de valores[16]; são inseridas covariadas alusivas às características das mulheres, dos responsáveis pelos domicílios e dos domicílios.

Além disso, como não há razão *a priori* para acreditar que o modelo seja paramétrico (linear), a inclusão de polinômios ao modelo propõe-se a capturar possíveis não linearidades (LEE; LEMIEUX, 2010). De acordo com Lemieux e Milligan (2004) o convencional na literatura é o uso de especificações polinomiais até o terceiro grau.

Portanto, a apresentação de todas estas diferentes especificações de *RDD*, sejam paramétricas ou não paramétricas, bem como com diferentes seletores de *bandwidths* e funções Kernel, decorrem da sugestão de Lee e Lemieux (2010) para que as pesquisas não sejam restritas a um único desenho, em função de se tratar de efeitos locais médio do tratamento (*LATEs*), e assim, pode-se verificar a sensibilidade dos resultados a diferentes estratégias empíricas.

Dito isso, na Tabela 3 são expostos os efeitos locais médio do tratamento (*LATEs*) estimados (análise nível-nível) pelo desenho *Fuzzy* (MQ2E) para os *compliers*[17] de domicílios particulares e permanentes com presença, de pelo menos, 1(uma) mulher que compõem a amostra, incluindo diferentes graus de polinômios. Relembra-se que no caso *Fuzzy* o efeito médio local do tratamento é dado pela razão entre os interceptos do *LATE* e do *status* de tratamento, *i.e.*, $\tau = a_r - a_l \,/\, \gamma_r - \gamma_l$.

Os resultados (*LATEs*) obtidos por meio do *RDD Fuzzy* nas diferentes estratégias propostas da Tabela 3 corroboram a hipótese central deste estudo, ou seja, evidenciam que, em geral, o recebimento de aposentadorias por idade pelas mulheres contribui para a melhora do nível de bem-estar dos domicílios rurais analisados, mensurado pelo *IbedR*. Diferentemente da especificação paramétrica, com significância apenas para o desenho IV, as especificações não paramétricas conseguiram captar o efeito médio entre o recebimento das aposentadorias por idade pelas mulheres e o nível de bem-estar dos domicílios rurais. De acordo com as estatísticas, do total de domicílios particulares e permanentes rurais (nas três situações censitárias rurais consideradas) que compõem a base da PNAD de 2013, 21,41% têm pelo menos uma mulher aposentada por idade. Sobressai assim, a importância do benefício não contributivo da aposentadoria por idade no Regime de Segurados Especiais para as mulheres, enquanto estratégia diferenciada e inquestionável de universalização e equiparação, para o aumento não apenas da renda domiciliar, mas ainda para a melhora do nível de bem-estar, em seu caráter multiface (DELGADO; CARDOSO JR., 2000).

---

[14]Por exemplo, em Lemieux e Milligan (2004); Chen e van der Klaauw (2008); e Loza; Wilde e Córdova (2013), cujos trabalhos utilizam a idade como variável *forcing* de elegibilidade a benefícios sociais.

[15]Para mais detalhes do procedimento de Validação Cruzada (*Cross-Validation*) consultar Lee e Lemieux (2010) e Menezes Filho (2012). A limitação da *bandwidth* a 8 anos (domicílios com mulheres entre 47 e 62 anos) torna-se essencial para que os domicílios em ambos os lados do *cutoff* não sejam dissemelhantes

[16]Os desenhos II e III da Regressão Descontínua empregados neste trabalho seguem a rotina proposta por Calonico; Cattaneo e Titiunik (2014); enquanto o primeiro e os três últimos se baseiam em Calonico et al. (2017). As diferenças primordiais entre estes dois comandos estão nos tipos de seletores de *bandwidths*, bem como ao fato de a segunda rotina permitir a inserção de covariadas e pesos amostrais. Para contornar o não suporte dos comandos ao plano amostral complexo, os comandos *RDD* utilizam uma técnica similar ao *bootstraping* para a realização de replicações amostrais.

[17]Os *compliers* são definidos como os indivíduos que recebem o tratamento se o valor de X_i é igual ou acima de c, mas não recebem o tratamento se o valor de X_i está abaixo de c (MENEZES FILHO, 2012).

Destaca-se que a não evidência de efeito encontrada para a especificação cúbica nos desenhos I e IV decorre do menor intervalo de 5 anos. Por se tratar de *LATEs*, dentro de intervalos menores, este resultado pode estar associado à demora na autorização da aposentadoria, como evidenciada na literatura, assim como ao maior tempo necessário para que todos os indicadores considerados no índice sintético de bem-estar *IbedR* sejam completamente impactados pelo recebimento do benefício. Em que o ganho de bem-estar nos domicílios quando tratados talvez seja melhor percebido algum tempo depois das mulheres se aposentarem.

Observa-se ainda que a não redução significativa dos coeficientes quando acrescidas as covariadas demonstraria a não necessidade desses controles, como apresentado por Lee e Lemieux (2010). Posto que a inclusão de covariadas não altera os resultados de significância nem os sinais dos coeficientes, isto é, não afeta a estimação da descontinuidade. Entretanto, o aumento na precisão dos coeficientes e a redução do resíduo da regressão resultante da inclusão de variáveis de controle indica que parte do que estava sendo explicado pela presença de aposentadas por idade nos domicílios era efeito indireto das covariadas no *IbedR*.

Em relação às dimensões que compõem o *IbedR*, os efeitos positivos e significativos encontrados em quase a totalidade das especificações sugerem que o recebimento da aposentadoria por idade pelas mulheres contribui para uma maior formação educacional dos membros dos domicílios rurais. Este resultado, segundo Augusto e Ribeiro (2006), estaria associado ao custeio tanto direto (*e.g.*, material escolar) quanto indireto (*e.g.*, transporte) dos estudos, em especial, de níveis superiores. Nesse sentido, Ney e Hoffmann (2009), afirmam que, estando a qualidade de vida diretamente vinculada ao nível educacional, o poder aquisitivo das famílias é fundamental para a educação de seus membros. Enfatiza-se que este impacto significativo sobre o *Acesso ao Conhecimento* dos domicílios é essencial, haja vista que, em geral, o acesso à educação, mas principalmente, o aumento do nível educacional, conduzem os mais pobres a romperem o círculo da pobreza (MARINHO; LINHARES; CAMPELO, 2011).

No que tange à *Disponibilidade de Trabalho,* os resultados não indicam um efeito entre o benefício previdenciário em análise e a participação dos membros dos domicílios rurais na força de trabalho. Neste viés, Nunes e Mariano (2015) afirmam que resultados empíricos sobre os efeitos da Previdência Social na disponibilidade (ou oferta) de trabalho não têm uma consistência na literatura.

Quanto à terceira dimensão, destacam-se as fortes evidências da contribuição do benefício previdenciário em análise sobre a dimensão *Disponibilidade de Recursos e Combate à Pobreza* encontradas nas duas abordagens, paramétrica e não paramétrica. A partir deste impacto, pode-se evidenciar o inequívoco efeito mais direto da aposentadoria para o acréscimo de renda dos domicílios, retirando seus membros da situação de pobreza, ou até, de indigência. Uma análise descritiva referente aos domicílios rurais com presença de pelo menos 1 (uma) mulher nas faixas etárias de 50-59 e 47-62 anos (*bandwidths* de 5 anos e 8 anos, respectivamente) evidencia que o rendimento previdenciário recebido pelas seguradas especiais por idade corresponde à aproximadamente uma parcela média de 38,9% da renda total dos domicílios beneficiados para as duas amostras, o que comprovaria a centralidade da segurada na sustentação das famílias rurais.

Além disso, como esperado, quanto menor a faixa de rendimentos considerada, maior a relevância do benefício previdenciário na composição da renda domiciliar, *e.g.*, na faixa etária entre 50 e 59 anos, para os domicílios nos estratos de rendimento domiciliar *per capita* de até 1/4 do salário mínimo (entre R$0 e R$169,5); de 1/4 a 1/2 SM (entre R$169,51 e R$339); e de 1/2 a 1 SM (entre R$339,01 e R$678), o benefício representa, em média, 77,09%, 55,99% e 41,54% da renda domiciliar total, respectivamente.

Já em relação à dimensão *Desenvolvimento Infantil*, apesar da maioria dos coeficientes estimados apresentarem sinal positivo, estes não são estatisticamente significantes. Os coeficientes negativos nos modelos II e V não são considerados representativos no trabalho, uma vez que foram encontrados para as especificações lineares, bem como as significâncias são apenas ao nível de 10%. Portanto, este estudo não encontra evidências estatisticamente significantes de que o recebimento de aposentadorias por idade pelas mulheres proporciona maior acesso à escola e redução de trabalho para jovens e crianças.

No que concerne à dimensão *Condições Habitacionais*, os resultados para os desenhos III e V também não são considerados significativos, haja vista que tratam-se apenas de evidências sugestivas contra a hipótese nula (significâncias apenas ao nível de 10%). No mais, no terceiro desenho, a *bandwidth*

ótima calculada pelo procedimento CCT foi de 15.96 anos para a especificação polinomial quadrática, ou seja, um intervalo muito alto. Como resultado, as estimativas apresentam maior viés, uma vez que se comparam domicílios mais distantes do *cutoff* e diferentes entre si.

É importante destacar ainda que o efeito estimado sobre as *Condições Habitacionais* se dá sobre um índice sintético que, devido à limitação da base de dados da PNAD, não consegue compreender a totalidade de indicadores que poderiam compor esta dimensão, bem como que poderiam ser adquiridos a partir de um aumento de renda *per capita*. O aumento na renda *per capita* decorrente da aposentadoria por idade para as mulheres pode resultar em melhorias habitacionais, entretanto, direcionadas a outros bens de consumo, como eletrodomésticos e móveis (AUGUSTO; RIBEIRO, 2006), não presentes no índice da dimensão. Além disso, os bens duráveis analisados nesta dimensão são mais comuns entre os domicílios, não apresentando elevada variabilidade entre os grupos de domicílios beneficiários e não beneficiários.

No que diz respeito à dimensão adicional proposta neste estudo, cada vez mais se intensificam as pesquisas sobre a relação entre alimentos, nutrição e saúde. Neste viés, de acordo com Hoffmann (2014), a evolução do poder aquisitivo repercutiria positivamente sobre a *Segurança Alimentar* e, indiretamente, sobre as condições de saúde dos domicílios rurais.

Apesar de todos os coeficientes das diferentes especificações da regressão descontínua serem positivos, apenas a especificação não paramétrica de polinômio quadrático no desenho II se mostra significativa. Assim, embora a aquisição de alimentos seja um dos consumos prioritários dos gastos dos aposentados, conjuntamente com o setor de saúde (AUGUSTO; RIBEIRO, 2006), os resultados não significativos para as demais especificações mostram que este estudo não encontra evidências estatisticamente significantes de que a presença de mulheres aposentadas por idade impacta a *Segurança Alimentar* dos domicílios rurais.

De acordo com Silva (2016, p. 89), mesmo que haja aumento no gasto com alimentação ou maior acesso aos alimentos, muitos domicílios podem continuar na mesma condição de Segurança Alimentar, haja vista que o impacto das "transferências de renda sobre a Segurança Alimentar depende do custo de vida, do valor real do benefício, do poder de compra" e do tamanho das famílias. Além disso, o aumento no gasto com alimentação poderia não se traduzir em melhorias para os demais indicadores desta dimensão. Neste contexto, Hoffmann (2014) afirma que os resultados podem sofrer interferências do caráter subjetivo das respostas referentes à Pesquisa Suplementar de Segurança Alimentar da PNAD de 2013.

Apesar destes resultados não significativos, ressalta-se que a inclusão da dimensão *Segurança Alimentar* ao índice de bem-estar proposto (*IbedR*) é relevante haja vista o caráter prioritário dos gastos dos aposentados com a alimentação, bem como a sua importância para as condições de saúde.

Avalia-se agora a contribuição do recebimento de aposentadorias por idade pelas seguradas especiais sobre o *IbedR* conforme suas localizações regionais (Tabela 4). Frente à variação do grau de dependência dos domicílios rurais às rendas previdenciárias entre as regiões, evidencia-se que os efeitos da aposentadoria por idade para a mulher no *IbedR* são positivos e significativos apenas para as regiões Norte e Nordeste. Infere-se ainda que as significâncias captam os efeitos não lineares sobre o *IbedR* nestas regiões.

Para essas regiões, o impacto decorre em virtude, primeiro, da proporção de domicílios beneficiários, o que faz o benefício em análise representar uma importante fonte de renda para o compósito domiciliar; e, segundo, por serem regiões rurais mais pobres e com menores níveis de desenvolvimento. Conforme França (2002), apesar do benefício ser de 1 (um) salário mínimo, *i.e.*, de valor *per capita* baixo, nos municípios menores e de regiões mais pobres, notadamente Nordeste e Norte, este tem maior poder de compra, tendo em vista a condição de extrema pobreza da população e os baixos rendimentos pagos pelo mercado de trabalho.

Por fim, os efeitos não significativos para as regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste podem estar relacionados ao maior dinamismo do setor agropecuário destas regiões, fazendo com que a renda do trabalho seja mais relevante para o bem-estar dos domicílios, bem como aumente o papel das aposentadorias por tempo de contribuição e por invalidez (BRASIL, 2018).

(continua)

Tabela 3 - Efeito Médio Local do Tratamento da Aposentadoria por Idade para as Mulheres – Amostra Completa (*RDD Fuzzy*).

Especificações		**Renda Domiciliar Total**			**Renda Domiciliar *Per Capita***			***IbedR***			**Acesso ao Conhecimento**			**Disponibilidade de Trabalho**		
		Linear	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*
(I)	*Retangular* (*h* = 5 anos)	0.6474***	0.8859**	0.5622	0.5247***	0.6482*	0.3103	0.0395	0.1276**	0.0930	0.0865	0.2165*	0.2635	0.0477	0.2026	0.0523
		(0.2024)	(0.3977)	(0.6757)	(0.1883)	(0.3620)	(0.6110)	(0.0311)	(0.0599)	(0.0942)	(-0.0584)	(0.1109)	(0.1743)	(.0995)	(0.1909)	(0.3019)
	N (*h*)	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259
(II)	*Retangular* (*h* = *CV* ; máx. 8 anos)	0.7547	0.7015	-0.1207	0.5701	0.4847	-0.3587	0.0141	0.0999**	0.1462**	0.0809*	0.1431*	0.2865**	0.1099	0.0991	0.2421
		(0.5492)	(0.9158)	(1.5583)	(0.5242)	(0.9117)	(1.5556)	(0.0295)	(0.0421)	(0.0704)	(0.0473)	(0.0763)	(0.1343)	(0.1406)	(0.1325)	(0.2204)
	H	7.60	8.00	8.00	8.00	8.00	8.00	5.62	7.60	8.00	6.81	8.00	8.00	3.26	7.60	8.00
	N (*h*)	3448	3624	3624	3624	3624	3624	2553	3448	3624	3093	3624	3624	1490	3448	3624
(III)	*Triangular* (*h* = *CCT*)	0.6826	0.6662	0.5896	0.5916	0.5291	0.4422	0.0054	0.1067**	0.1275**	0.0466	0.1226*	0.1721**	0.0260	0.1499	0.2046
		(0.4954)	(0.6700)	(0.7774)	(0.4624)	(0.6941)	(0.7737)	(0.0245)	(0.0454)	(0.0522)	(0.0359)	(0.0636)	(0.0817)	(0.1122)	(0.1512)	(0.1699)
	h	11.06	16.04	23.20	12.12	15.15	23.23	9.02	8.50	12.27	13.07	12.99	15.82	5.23	8.03	11.84
	N (*h*)	4895	6838	9481	5344	6491	9491	4081	3857	5398	5685	5656	6730	2514	3633	5221
(IV)	*Retangular* (*h* = 5 anos)	0.6026***	0.6932*	0.4309	0.5342***	0.5213	0.2317	0.0439*	0.0963**	0.0842	0.0874*	0.1575*	0.2298*	0.0420	0.1638	0.0233
		(0.1991)	(0.3647)	(0.6024)	(0.1819)	(0.3265)	(0.5333)	(0.0270)	(0.0475)	(0.0724)	(0.0523)	(0.0887)	(0.1332)	(0.0999)	(0.1781)	(0.2779)
	N (*h*)	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259
(V)	*Retangular* (*h* = 8 anos)	0.5655***	0.6713***	0.5597	0.5392***	0.5230**	0.4384	-0.0175	0.0814**	0.0962*	0.0655*	0.1029*	0.1852*	-0.2079***	0.1580	0.2033
		(0.1518)	(0.2446)	(0.4107)	(0.1391)	(0.2223)	(0.3676)	(0.0199)	(0.0335)	(0.0527)	(0.0388)	(0.0639)	(0.0986)	(0.0739)	(0.1238)	(0.1982)
	N (*h*)	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624
(VI)	*Triangular*	0.5656***	0.5418***	0.6086**	0.5326***	0.4869***	0.4747**	0.0043	0.0840**	0.1031**	0.0787*	0.1011*	0.1193*	-0.1726***	0.1730	0.2224
		(0.1512)	(0.1810)	(0.2474)	(0.1510)	(0.1785)	(0.2219)	(0.0205)	(0.0366)	(0.0419)	(0.0440)	(0.0550)	(0.0654)	(0.0622)	(0.1444)	(0.1588)
	h	9.83	16.71	17.80	8.46	14.80	18.21	9.47	8.47	12.08	7.90	12.54	16.60	12.82	7.89	11.96
	N (*h*)	3945	6434	6826	3417	5722	6972	4270	3842	5330	3576	5482	7065	5579	3565	5276

Especificações		**Disponibilidade de Recursos e Combate à Pobreza**			**Desenvolvimento Infantil**			**Condições Habitacionais**			**Segurança Alimentar**		
		Linear	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*
(I)	*Retangular* (*h* = 5 anos)	0.0925**	0.1607*	0.1366	-0.0149	0.0013	0.0477	-0.0350	-0.0348	-0.0854	0.0601	0.2192	0.1435
		(0.0452)	(0.0900)	(0.1422)	(0.0261)	(0.0506)	(0.0823)	(0.0356)	(0.0672)	(0.1118)	(0.0803)	(0.1541)	(0.2381
	N (*h*)	2259	2259	2259	2259	2259.0000	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259
(II)	*Retangular* (*h* = *CV* ; máx. 8 anos)	0.1086***	0.1132*	0.1434	-0.0365*	0.0293	0.0241	-0.0299	-0.0158	-0.1014	0.0600	0.2056*	0.2719
		(0.035)	(0.0665)	(0.1139)	(0.0191)	(0.0411)	(0.0572)	(0.0305)	(0.0495)	(0.0823)	(0.0773)	(0.1107)	(0.1833)
	H	8.00	7.60	8.00	8.00	6.02	7.60	6.81	7.60	8.00	5.62	7.60	8.00
	N (*h*)	3624	3448	3624	3624	2740	3448	3093	3448	3624	2553	3448	3624
(III)	*Triangular* (*h* = *CCT*)	0.1194***	0.1242***	0.1155**	-0.0034	0.0194	0.0299	-0.0503*	-0.0584*	-0.0480	0.0589	0.0677	0.1145
		(0.0260)	(0.0362)	(0.0551)	(0.0244)	(0.0332)	(0.0368)	(0.0265)	(0.0357)	(0.0469)	(0.0522)	(0.0639)	(0.1005)
	h	15.09	21.53	21.77	6.27	8.79	13.29	10.83	15.96	18.38	12.22	20.55	18.95
	N (*h*)	6176	8889	8974	2830	3986	5764	4808	6796	7744	5369	8538	7977
(IV)	*Retangular* (*h* = 5 anos)	0.1009**	0.1353*	0.119	-0.0100	0.0010	0.0447	-0.0319	-0.0379	-0.0420	0.0750	0.1582	0.1303
		(0.0452)	(0.0839)	(0.1298)	(0.0264)	(0.0478)	(0.0760)	(0.0318)	(0.0564)	(0.0897)	(0.0748)	(0.1343)	(0.2042)
	N (*h*)	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259	2259
(V)	*Retangular* (*h* = 8 anos)	0.0973***	0.1035*	0.1009	-0.0452**	0.0073	0.0174	-0.0402*	-0.0167	-0.0627	0.0252	0.1332	0.1331
		(0 .0329)	(.0581)	(.0944)	(0.0199)	(0.0331	(0.0540)	(0.0233)	(0.0391)	(0.0635)	(0.0548)	(0.0943)	(0.1502)
	N (*h*)	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624	3624
(VI)	*Triangular*	0.1083***	0.0957**	0.0828	-0.0131	-0.0117	0.0152	-0.0319	-0.0401	-0.0416	0.0517	0.0609	0.0829
		(0.0282)	(0.0401)	(0.0559)	(0.0270)	(0.0298)	(0.0401)	(0.0207	(0.0292)	(0.0362)	(0.0529)	(0.0671)	(0.0976)
	h	12.48	16.79	18.50	6.10	11.51	12.88	11.91	15.90	20.23	10.50	16.63	16.59
	N (*h*)	5427	7140	7781	2756	5092	5612	5250	6766	8449	4685	7172	7056

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados da pesquisa.

Notas: ***, ** e * indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os valores entre parênteses se referem aos erros-padrão. As estimações IV, V e VI incluem como controles: características dos responsáveis pelos domicílios, das mulheres de maior idade nos domicílios, dos domicílios e *dummies* regionais.

Tabela 4 - Efeito Médio Local do Tratamento da Aposentadoria por Idade para a Mulher sobre o *IbedR* conforme as Grandes Regiões Brasileiras (*RDD Fuzzy*).

Especificações		**Centro-Oeste**			**Sudeste**			**Sul**			**Nordeste**			**Norte**		
		Linear	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*	*Linear*	*Quadrática*	*Cúbica*
(I)	*Retangular* (*h* = 5 anos)	-0.0289	0.1347	0.4831	0.00237	0.0337	0.0852	0.0255	0.1254	0.0925	0.0697**	0.0887	0.0541	0.2120	0.5184	-0.0691
		(0.0912)	(0.3009)	(2.5085)	(0.08754)	(0.1723)	(0.2371)	(0.0568)	(0.0844)	(0.1007)	(0.0354)	(0.0625)	(0.0968)	(0.1586)	(0.3696)	(7.5237)
	N (*h*)	164	164	164	337	337	337	419	419	419	888	888	888	451	451	451
(II)	*Retangular* (*h* = *CV* ; máx. 8 anos)	-0.0949	0.0166	0.2079	-0.0881	0.0603	-0.0571	0	0.0667	0.1469	0.0002	0.088**	0.109*	0.0501	0.462*	0.5774
		(0.0767)	(0.1294)	(0.4179)	(0.0765)	(0.1208)	(0.1882)	(0.0439)	(0.0722)	(0.0970)	(0.0259)	(0.0424)	(0.0660)	(0.0796)	(0.2685)	(0.5240)
	H	8.00	7.29	8.00	8.00	7.62	8.00	8.00	7.62	8.00	8.00	8.00	8.00	8.00	7.22	8.00
	N (*h*)	264	243	264	543	519	543	669	640	669	1429	1429	1429	719	652	719
(III)	*Triangular* (*h* = *CCT*)	-0.0569	-0.0498	-0.0484	-0.0695	0.0001	0.0385	0.0164	0.0531	0.0807	0.0104	0.064*	0.0573	0.0932	0.311*	0.364*
		(0.0843)	(0.1207)	(0.1383)	(0.0704)	(0.1131)	(0.1350)	(0.0412)	(0.0659)	(0.0749)	(0.0206)	(0.0397)	(0.0400)	(0.0817)	(0.1677)	(0.2056)
	h	7.44	9.83	14.96	10.92	11.46	16.30	10.32	10.97	14.94	14.12	10.49	18.57	10.07	11.28	16.42
	N (*h*)	250	318	476	740	768	1041	847	897	1441	2404	1842	3144	899	996	1406
(IV)	*Retangular* (*h* = 5 anos)	-0.0412	0.2739	-0.0543	-0.0113	-0.0011	0.0959	0.0234	0.1256	0.1060	0.0612*	0.0850	0.0547	0.1173	0.3439	-0.5406
		(0.0832)	(0.3888)	(0.5882)	(0.0862)	(0.1551)	(0.2339)	(0.0590)	(0.0863)	(0.1078)	(0.0332)	(0.0577)	(0.0861)	(0.1324)	(0.3036)	(2.6559)
	N (*h*)	164	164	164	337	337	337	419	419	419	888	888	888	451	451	451
(V)	*Retangular* (*h* = 8 anos)	-0.0741	0.0007	0.3702	-0.0722	0.0630	-0.0572	-0.0071	0.0509	0.1311	-0.0072	0.0840**	.1054*	-0.0077	0.2624	0.1696
		(0.0724)	(0.1073)	(0.5743)	(0.0702)	(0.1052)	(0.1528)	(0.0405)	(0.0715)	(0.0972)	(0.0255)	(0.0410)	(0.0626)	(0.0809)	(0.1871)	(0.4047)
	N (*h*)	264	264	264	543	543	543	669	669	669	1429	1429	1429	719	719	719
(VI)	*Triangular*	-0.0553	0.0013	0.1137	-0.0697	0.0174	0.0453	0.0121	0.0451	0.1022	0.0211	0.0524	0.0660*	0.0157	0.1084	0.1241
		(0.0726)	(0.1157)	(0.1979)	(0.0595)	(0.1000)	(0.1163)	(0.0348)	(0.0678)	(0.0823)	(0.0275)	(0.0376)	(0.0414)	(0.0756)	(0.1424)	(0.1619)
	h	8.28	9.26	11.40	12.49	11.28	16.09	11.84	10.07	11.73	8.58	11.18	16.57	11.23	12.57	19.90
	N (*h*)	275	201	262	825	759	1019	951	827	948	1529	1949	2808	991	1101	1673
Domicílios Beneficiários (%)		13.4			21			29.21			25.21			15.98		

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados da pesquisa.

Notas: ***, ** e * indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os valores entre parênteses se referem aos erros-padrão. As estimações IV, V e VI incluem como controles: características dos responsáveis pelos domicílios, das mulheres de maior idade nos domicílios e dos domicílios.

6 CONCLUSÃO

O Regime de Segurados Especiais da Previdência Social ao permitir a concessão de aposentadorias por idade e invalidez sem a contrapartida prévia da contribuição compulsória, foi efetivo para a equiparação dos direitos previdenciários entre mulheres e homens, fazendo com que, de fato, houvesse o devido reconhecimento destas como trabalhadoras.

Assim, o recebimento da aposentadoria por idade influencia não apenas o modo de vida das mulheres, promovendo a autoestima e o empoderamento, mas também se torna substancial para o compósito de renda dos domicílios rurais, e, intrinsecamente, para a evolução das condições de vida e melhora do nível de bem-estar destes. Neste contexto, com respaldo na teoria dos modelos coletivos que sustenta a ideia de que o bem-estar em análise pode ser afetado de forma distinta por políticas públicas direcionadas a homens e mulheres, em virtude das diferentes preferências entre gêneros; este estudo teve o objetivo de avaliar o impacto da aposentadoria rural por idade concedida às mulheres sobre o nível de bem-estar dos domicílios rurais brasileiros, em seu caráter multiface e mensurado pelo Índice de Bem-Estar Domiciliar Rural (*IbedR*).

Dito isso, as análises revelaram que a aposentadoria por idade para as seguradas especiais representa uma parcela importante da renda total dos domicílios beneficiados, especialmente entre aqueles com menor rendimento *per capita*.

Além disso, por meio do impacto estimado pelo Desenho da Regressão Descontínua (*RDD*) tipo *Fuzzy*, corroborou-se a hipótese central deste trabalho, isto é, de que a aposentadoria por idade para as mulheres contribui para a melhora do nível de bem-estar dos domicílios rurais analisados, mensurado pelo *IbedR*. Além disso, os efeitos sobre o *IbedR* se mostraram mais expressivos para os domicílios das regiões mais pobres do Brasil, notadamente, Norte e Nordeste, cujos efeitos do benefício em questão foram significativos.

Relembra-se que pelo fato de o *RDD* estimar um efeito médio local de tratamento (*LATE*), comparando apenas os *compliers* de domicílios em torno do ponto de corte, como limitação, deve-se ter cautela ao tentar extrapolar o efeito médio local encontrado pelo *RDD* para o restante da população de interesse (MENEZES FILHO, 2012). Daí a importância do uso neste estudo do *RDD* tipo *Fuzzy*, e da apresentação de diferentes especificações *RDD* (paramétricas e não paramétricas, com *bandwidths* maiores e diferentes funções Kernel), para a robustez dos resultados.

Devido à limitação de informações encontrada na base da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), que pode ter influenciado os resultados para as dimensões não impactadas, como sugestão para futuras pesquisas, seria interessante a replicação deste estudo com o acréscimo de outros indicadores de bem-estar, de modo que, por meio de outras bases de dados, como o Censo Demográfico ou a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), poder-se-ia avaliar os impactos não apenas dos benefícios previdenciários, mas, ainda, de outras políticas públicas, sobre um maior conjunto de indicadores socioeconômicos.

Espera-se que as evidências empíricas encontradas neste estudo e o uso de um indicador de bem-estar multidimensional contribuam com subsídios e conhecimentos para a gestão da Previdência e de outras políticas públicas de caráter social, de forma que ações mais específicas, que levam em conta as diferentes dimensões do bem-estar, possam ser implementadas no campo, a fim de desenvolvê-lo. Pretende-se ainda com informações desagregadas espacialmente, propiciar comparabilidade para as políticas sociais lidarem com carências multidimensionais, conforme as realidades regionais e econômicas, as características domiciliares e os respectivos impactos.

Por fim, conclui-se neste momento de debates acerca da necessidade de mudanças na legislação previdenciária que qualquer tentativa de alteração do sistema atual que vise sua sustentação fiscal, deve também levar em consideração os efeitos sociais do avanço da Previdência Rural sobre o bem-estar das idosas e idosos, assim como de suas famílias.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

APPS, P.; REES, R. Collective labor supply and household production. *Journal of Political Economy*, v. 105, n. 1, p.178-190. 1997.

AUGUSTO, H.A.; RIBEIRO, E. M. O idoso rural e os efeitos das aposentadorias rurais nos domicílios e no comercio local: O caso de Medina, nordeste de Minas. In: *XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP*, realizado em Caxambú, MG, de 18- 22 de Setembro de 2006.

BECKER, G. S. A theory of marriage. In: SCHULTZ, T. W. (Ed). *Economics of the family***:** Marriage, children, and human capital. Chicago: University of Chicago Press, p. 299- 351, 1974.

BERGH, C. J. M. The GDP Paradox. *Journal of Economic Psychology* v.30, 117–135, 2009.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Previdência Social. *Anuário Estatístico da Previdência Social 2016*. Brasília, DF, v.23 p.1-934, 2018.

BROWNING M.; CHIAPPORI, P. A.; LECHENE, V. *Collective and unitary models: a clarification.* Working Paper. n. 13. 2004.

BRUMER, A. Previdência social rural e gênero. *Sociologias*. Porto Alegre, ano 4. n.7, p.50-81, jan/jun 2002.

CATTANEO, M. D.; JANSSON M.; MA X. rddensity: Manipulation Testing based on Density Discontinuity, 2017. *The Stata Journal*. April 3, 2017.

CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; TITIUNIK, R. Robust data-driven inference in the regression-discontinuity design. *The Stata Journal*, Number 4, pp. 909–946. 2014.

CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; FARRELL, M. H.; TITIUNIK, R. rdrobust: Software for Regression Discontinuity Designs. *The Stata Journal*. 2017.

CHEN, S.; VAN DER KLAAUW, W. The Work Disincentive Effects of the Disability Insurance Program in the 1990s. *Working Papers*, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau. 2006.

CHIAPPORI, P. A. Rational household labor supply. *Econometrica*, v. 56, p. 63-89. 1988.

DEL GROSSI, M. E.; GRAZIANO DA SILVA, J. *O uso das PNADs para as Áreas Rurais*. Texto para Discussão n. 874, IPEA. Rio de Janeiro, abril, 2002.

DELGADO, G.; CARDOSO JUNIOR., J. C. *Principais resultados da Pesquisa Domiciliar sobre a Previdência Rural na Região Sul do Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para Discussão n. 734).

DOSS, C. Intrahousehold Bargaing and allocation in Developing Countries. *The World Bank Research Oberver*, v.28, n.1, p. 52-78, February, 2013.

FRANÇA, A. S. de. *Previdência Social e a economia dos municípios*. Brasília, DF: ANFIP, 430 p, 2002.

HEREDIA, B. M. A.; CINTRÃO, R. P. Gênero e acesso a políticas públicas no meio rural Brasileiro. *Revista Nera.* Presidente Prudente, v. 9, n.8, p.1-28, 2006.

HOFFMANN, R. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. Revista *Economia e Sociedade*, 18(1), 213-231, 2009.

HOFFMANN, R. Brasil, 2013: mais segurança alimentar. *Segurança Alimentar e Nutricional*, Campinas, 21(2):422-436, 2014.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Estatísticas de Gênero: Uma Análise dos Resultados do Censo Demográfico 2010.* Estudos e Pesquisa. Informação Demográfica e Socioeconômica, n° 33. Rio de Janeiro, 1–162. 2014.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Síntese de Indicadores 2013*. 2. ed. - Rio de Janeiro : IBGE, 296 p, 2015.

IMBENS, G.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs: a guide to practice. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v.142, p.615-635, 2008.

KAGEYAMA, A. As múltiplas fontes de renda das famílias agrícolas brasileiras. *Revista de Economia Agrícola*, São Paulo, v. 48, n. 2, p. 57-69, 2001.

KRETER, A. C.; BACHA, C. J. C. A avaliação da equidade da previdência no meio rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural,* v. 44, n. 3, p. 467-502, jul./set. 2006.

KRETER, A.C.; STADUTO, J.A.R; SOUZA, E.L.C. Avaliação da Metodologia para Simular a Aposentadoria Rural por meio das PNADs. *Revista da ABET*, v. 14, n. 2, Julho a Dezembro de 2015.

LEE, D.; CARD, D. Regression discontinuity inference with specification error. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 142, n., p.655-674, 2008.

LEE, D.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs in Economics. *Journal of Economic Literature* v.48: 281–355, june/2010.

LEMIEUX, T.; MILLIGAN K. Incentive Effects of Social Assistance: A Regression Discontinuity Approach. *NBER Working Paper* n. 10541, May/2004.

LOZA, F.; WILDE, S.; CÓRDOVA, J. *El Impacto de la Renta Dignidad: Política de Redistribución del Ingreso, Consumo y Reducción de la Pobreza en Hogares con Personas Adultas Mayores***.** La Paz, Bolivia: UDAPE. Júlio de 2013.

LUDWIG, J.; D. L. MILLER. Does Head Start Improve Children's Life Chances? Evidence from a Regression Discontinuity Design. *Quarterly Journal of Economics*, 122(1), 159-208, 2007.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G. Os programas de transferências de renda do governo impactam a pobreza no Brasil? *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 65, n. 3, p. 267–288, jul./set. 2011.

MCCRARY, J. Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of Econometrics* 142(2): 698-714. 2008.

MENEZES FILHO, N. (Org.). *Avaliação econômicas de projetos sociais* / Betânia Peixoto ... [*et al*.]. 1° Ed. São Paulo, dinâmica gráfica e editora, 2012.

NEY, M. G; HOFFMANN, R. Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 47. n. 1, Brasilia, jan./mar. 2009.

NUNES, J. A.; MARIANO, J. L. Efeitos dos Programas de Transferência de Renda sobre a Oferta de Trabalho Não Agrícola na Área Rural da Região Nordeste. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba-SP, Vol. 53, Nº 01, p. 071-090, Jan/Mar 2015.

PAES DE BARROS, R.; CARVALHO, M. C.; FRANCO, S. *O índice de desenvolvimento da família (IDF)*. Texto para Discussão n° 986. IPEA, Rio de Janeiro, Outubro de 2003.

REIS, P.; SILVEIRA, S.; BRAGA, M.; COSTA, T. R. Impactos das Aposentadorias e Pensões no Nível de Bem-Estar Social dos Domicílios de Minas Gerais. *Revista de Contabilidade e Finanças*, São Paulo, v. 26, n. 67, p. 106-118, jan./fev./mar./abr. 2015.

SCHWARZER, H. *Impactos socioeconômicos do sistema de aposentadorias rurais no Brasil:* evidências empíricas de um estudo de caso no Estado do Pará. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.

SEN, A. *Desenvolvimento como liberdade*. Tradução Laura Teixeira Mota. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

SEN, A. *Desigualdade Reexaminada.* Rio de Janeiro: Record, 2001.

SILVA, K. B. *O Impacto do Programa Bolsa Família na Segurança Alimentar de Beneficiários: um Estudo Piloto realizado em Natal – RN*. Dissertação (Estudos Urbanos e Regionais). Universidade do Rio Grande do Norte (UFRN), 2016.

SILVA, A. M. R. da; LACERDA, F. C. C.; NERDER, H. D. A Evolução do Estudo da Pobreza: da abordagem monetária à privação de capacitações. *Bahia Análises & Dados*, v. 21, p. 509-527, 2011.

SKOVRON, C.; TITIUNIK, R. A Practical Guide to Regression Discontinuity Designs in Political Science. *Working Paper*, University of Michigan, 2016.

THOMAS, D. Intra-household resource allocation: an inferential approach. *The Journal of Human Resources*, Madison, v. 25, n. 4, p. 635-664, 1990.

VITALE, M. A. F. (Org.). *Família Redes, Laços e Políticas Públicas*. 2.ed. São Paulo: Cortez: Instituto de Estudos Especiais – PUC/SP, 2002.

CLIMATE SENSITIVITY AND THE VALUE OF AGRICULTURAL PRODUCTION IN THE BRAZILIAN NORTHEAST: AN APPROACH USING SPATIAL PANEL DATA

Helson Gomes de Souza* Edward Martins Costa†
Francisco José Silva Tabosa‡ Pablo Urano de Carvalho Castelar§

RESUMO
O presente trabalho tem como objetivo verificar a sensibilidade da produção agrícola nordestina em relação às alterações nos níveis de precipitação e temperatura da região Nordeste do Brasil. Para tanto foram utilizados dados de 2006 a 2016 para 952 municípios da região Nordeste inseridos em uma metodologia econométrica para dados em painel com especificação espacial. Por meio desse procedimento concluiu-se que nos últimos anos a produção agrícola do Nordeste brasileiro se tornou mais sensível às alterações nos níveis de precipitação. Além disso, concluiu-se que as políticas públicas de combate aos efeitos das mudanças climáticas na agricultura da região Nordeste terão maiores impactos quando fundamentadas sobre as necessidades hídricas dos municípios.
Palavras-Chave: Mudanças Climáticas. Produção Agrícola. Desenvolvimento Econômico.
Classificação JEL: Q10. Q54. Q50.
Área 1: Economia Regional
ABSTRACT
The present work aims to verify the sensitivity of Northeast agricultural production in relation to the changes in precipitation and temperature levels in the Northeast region of Brazil. For that, data from 2006 to 2016 were used for 952 municipalities in the Northeast region, inserted in an econometric methodology for panel data with spatial specification. Through this procedure it was concluded that in the last years the agricultural production of the Northeast of Brazil has become more sensitive to the changes in precipitation levels. In addition, it was concluded that public policies to combat the effects of climate change on agriculture in the Northeast region will have greater impacts when based on the water needs of municipalities.
Key words*: climate Change. Agricultural Production. Environmental Economics.*
JEL Classification: Q10. Q54. Q50.
Area 1: Regional Economics

*Mestre em Economia Rural (MAER-UFC); Doutorando em Economia Aplicada (PPGE-UFPB). E-mail: helson.g.souza@gmail.com
†Professor do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: edward-costa@ufc.br
‡Professor do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: franzeta-bosa@ufc.br
§Professor do curso de Finanças da Universidade Federal do Ceará - UFC. E-mail: pcastelar@ufc.br

CLIMATE SENSITIVITY AND THE VALUE OF AGRICULTURAL PRODUCTION IN THE BRAZILIAN NORTHEAST: AN APPROACH USING SPATIAL PANEL DATA

1 INTRODUCTION

It is reasonable to assume that climate conditions affect economic outcomes. The geographic scenario in which a country or region is located, and changes which occur therein, will naturally lead to different results in terms of production. Therefore, how these changes in climate conditions impact production, and by how much, has been cause for analysis and concern in recent years. The environmental impacts caused by climate change have been an issue that has gained relevance in the socioeconomic context since the late 20th and the beginning of the 21st century. In light of the recent effects of climate change on the environment and the global economy, tools have been put in place to mitigate the impacts of climate-related economic activities worldwide (KUNWAR; BOHARA, 2017).

Thus, nations have recently taken greater responsibility for the effects of climate change. For example, the formulation of global goals and international agreements aims at minimizing these effects. An example of this was the Paris Agreement, set up at the 21st Conference of Parties (COP21), in Paris, France. The agreement seeks to strengthen the global response to the threat of climate change and strengthen the capacity that countries have to deal with the impacts of climate change (Ministério do Meio Ambiente - Brazilian Ministry of Environment), (MMA, 2017).

Data from the National Aeronautics and Space Administration (NASA, 2017) show that the average global temperature has increased since the late nineteenth and early twentieth century, and that global temperature growth rates began to increase after the 1940s, and intensified after the 1970s.

Yalew et al. (2017) using a microeconomic approach, find that changes in the climate cause different socioeconomic impacts, that can be intensified depending on the sector analyzed. However, the authors demonstrate that the sector that is most impacted by climate change is agriculture. As a result, these impacts are more intense on economies which are mainly focused on the primary sector.

Nelson et al. (2009a) indicate that climate change will lead to future effects that will have major impacts, especially in economies based on the agricultural export sector. For the authors, underdeveloped countries located along and south of the Equator will be more affected. In this context, Rosegrant et al. (2008) forecast the influence of climate change and indicate a large future loss of production in Brazil, especially in relation to sugarcane, rice and soybean crops.

Filho et al. (2016) highlight the effects of climate change in some specific regions of Brazil. The authors verified that the changes in the climate make it difficult to exit the poverty condition in rural areas in the North and Northeast regions of the country. In addition, the agricultural sector of the Northeast of Brazil suffers greater impacts from the changes in the climate behavior, especially when it comes to family and subsistence farming.

In this context, the Brazilian National Institute for Space Research (INPE, 2015) reports that the general trend indicates a reduction in the level of precipitation in the Brazilian Northeast, as well as the temperature diverging in relation to its historical average in the region. For Filho et al. (2016), the main consequences of this phenomenon are the loss of profitability of agriculture in the region and the intensification of poverty and social precariousness in the rural areas of the Northeast.

As discussed by Nunes (2016), the different regions of a country, particularly one of continental dimensions such as Brazil, suffer disparate effects because of climate change. In particular, says the author, the North and Northeast regions are the most vulnerable to the current shifts in the climate, because these regions are considered extremes in terms of environment. The author bases her statement on the Climate Report of the Ministry of the Environment, the Secretariat of Biodiversity and Forests and the Directorate of Biodiversity Conservation of 2015. Obermaier e Rosa (2013),

likewise, also point out that the semi-arid regions, such as the Brazilian Northeast, tend to feel a greater impact of the variations in the climate.

In view of these considerations, the present work seeks to answer the question: What are the impacts of climate change on the agricultural production in the Northeast of Brazil? Therefore, the main objective of this research is to verify the sensitivity of the Brazilian Northeast agricultural production in relation to the changes in precipitation and temperature levels. The hypothesis is that the agricultural production of the Brazilian Northeast is spatially autocorrelated, generating the spatial overflow of the changes in the production of a certain region to the neighboring spaces, or municipalities.

The contribution intended concerns the quantification of the sensitivity that the agricultural sector has to climate change, in a region where the economy is highly dependent on agriculture. The present work is subdivided into five sessions, including this brief introduction. The second, which follows, encompasses the theoretical and literary foundation under which the work is based. The third refers to the methodological framework used. The fourth discusses the results found. Lastly, the concluding remarks are presented.

2 LITERATURE REVIEW

2.1 Climate change and its Effects on the Agricultural Sector

Climate change has had worrying effects in recent years, and these shifts have a stronger impact on the agricultural sector, as discussed by various authors. This section intends to highlight only a few of those discussions, in order to motivate the analysis performed.

In this sense, the economic literature has been giving significant prominence to works that analyze the behavior of agriculture in relation to climatic variations. Note, for example, Piao et al. (2010), Parry et al. (2004), Fischer, Shah e Velthuizen (2002), and Wiebe et al. (2015), all of which, on some level, find correlation between shifts in the climate and economic productivity.

According to Nelson et al. (2009b), climate change has effects on the agricultural sector and affects other sectors through existing sectoral integrations. Changes in the levels of greenhouse gas emissions, temperature and precipitation cause direct changes in agricultural production, which generate impacts on the prices of primary extraction products, impacting, thus, other sectors. Parry et al. (2004) forecast global food production, taking into account the effect of climate change and the characteristics of population growth in the world in recent years. The authors conclude that the consequences of climate change can be catastrophic over the next 60 years. For these authors, it is necessary to implement long-term policies aimed at preventing the impacts suffered by the agricultural sector caused by climate change, such as reducing emissions of carbon dioxide (CO_2) and other greenhouse gases.

In the view of Calzadilla et al. (2013), the greatest impact on the agricultural sector as a result of climate change is on the productivity of the factors of production. While analyzing assesses the potential impacts of climate change and CO2 fertilization on global agriculture, using a version of the GTAP-W model, which distinguishes between rainfed and irrigated agriculture and implements water as an explicit factor of production for irrigated agriculture, the authors predict results for agricultural production through projections up to the year 2050, taking into account the effects of climate change on the level of production of agriculture and the well-being of individuals. Calzadilla et al. (2013) conclude that if the behavior of climate variables continues at the current pace, agricultural production and welfare will fall worldwide in the next three decades.

Using a different methodological approach, Evangelista et al. (2013) determine that the analyses of the impact of changes in the climatic variables on the agricultural sector should consider the spatial factor. The authors consider the modifications in the levels of precipitation and temperature and their impacts on the agricultural production in Ethiopia, where nearly all of the country's

agriculture is dependent on rainfall. Evangelista, Young e Burnett (2013) verify, then, using a Maxent software fit with crop data collected from household surveys and bioclimatic variables from the WorldClim database to develop spatially explicit models of crop production in Ethiopia, that these changes exhibit a common spatial behavior during the year. In addition, the authors determine that the impacts of climate change on agriculture are spatially concentrated in some periods and subsequently spread throughout the area under analysis.

Ju et al. (2013), the changes in the temperature levels of the last decades have caused considerable impacts on world agricultural production, which requires the development of adaptation methods to these changes. However, the authors indicate that hydric changes resulting from the alteration of rainfall levels have a greater impact on the agricultural sector. This result is also verified by Kunwar e Bohara (2017), where the authors observe that the values of rural properties show sensitivity to the changes of precipitations superior to the sensitivity of the changes in the temperature.

The approach developed by Ochieng, Kirimi e Mathenge (2016), who estimate the effects of climate variability and change on agricultural revenues of small-scale farmers in Kenya, also indicates that agricultural production can be impacted by changes in temperature and precipitation levels. The authors, using a balanced panel household data set collected in 2000, 2004, 2007 and 2010 from eight agro-regional zones and climate data from 1980 to 2010, argue that the interactions between these two variables directly affect the behavior of agriculture. In addition, the authors indicate an increase in agricultural production elasticities related to precipitation and temperature levels in a projection for the next three decades.

Performing a literary survey on climate issues in Brazil, Moraes e Filho (2013) point out that it is necessary to understand the knowledge points concerning the issue of climate change in Brazil, at least in its economic aspects. Furthermore, the authors argue that only from having such knowledge it is possible to think about strategies, being this the main contribution of the works in the area. Also, they emphasize that, in Brazil, mitigation policies are superior, in economic terms, to the perspectives of vulnerability and/or adaptation to climate issues. However, in their opinion, more consistent information is still necessary for society to plan its lines of action.

Cunha et al. (2013) emphasize that climate change in Brazil affects mainly small producers. Using a treatment effect model with propensity score matching, the authors argue that rainfed family agriculture is the most affected by these phenomena, thus this type of production has a high sensitivity with regard to changes in precipitation levels. Therefore, the authors stress that it is necessary to implement measures that facilitate the technological adaptation of small rural producers to climate variability in Brazil. Also, Cunha et al. (2013) cite irrigation as an adaptive measure to balance the effects of climate change on agriculture and highlight the importance of policies to support the expansion of this technique for small farmers.

For Obermaier e Rosa (2013), semi-arid regions are considered highly susceptible to the adverse impacts of climate change. In this context, the authors highlight the vulnerability of agricultural production in a large area considered as being semi-arid in Brazil, which extends from the north of the Brazilian states of Minas Gerais and Espirito Santo and extends over the great majority of the territory of the Northeast region of the country.

Considering that a large part of family farming is already heavily impacted in the context of current climate variability, Obermaier e Rosa (2013) indicate that this implies that actions that reduce their vulnerability do not necessarily depend on the certainty of future climate impacts. Thus, measures that attempt to reduce existing socio-economic and environmental vulnerabilities may be more useful in making family farming in the Northeast of Brazil more resilient to anticipated changes. This work, however, is strictly a critical analysis of legislation, and not a quantitative study.

In this sense, Araújo et al. (2014) analyze the effect of climate change on the agricultural productivity levels of the states of Northeast Brazil, considering the impact of temperature and precipitation levels on the productivity of crops such as maize, sugar cane and manioc. The authors,

using a tobit model for panel data, conclude that the productivity levels of the crops studied could be much higher than those that would be observable if there were no changes in the climate. In addition, states such as Rio Grande do Norte, Paraíba and Pernambuco may show productivity losses in the three analyzed crops, both in the medium and long run. The authors also suggest that climate change will negatively impact productivity levels in the municipalities of the South and Center-South of the state of Bahia.

From another perspective, Domingues, Magalhães e Ruiz (2011), analyze the impact of climate change in the Brazilian Northeast from estimates of the implications on the availability of suitable land for agricultural activity in a set of crops. The authors, using computable general equilibrium models, conclude that climate change increases the potential for economic losses in the Northeast region of the country, especially in the poorest states, pointing to the need for mitigation and emission control policies. These authors further indicate that, if measures to prevent and lessen the effects of climate change are not implemented, the economic effects on employment, for example, could have a significant impact on migratory flows, impacting the high pressure on urban infrastructure of the various metropoles of the Northeast and other regions of the country.

According to the work developed by Filho et al. (2016). agriculture in the Brazilian Northeast presents a high vulnerability to the changes in the climate, mainly in what concerns shifts in pluviometry. The authors point out that in the coming years, the effects of climate change on agriculture in the Northeast of Brazil will be intensified in a higher proportion than the other regions, and hydric changes are the main issues responsible for the problem. The authors also point out that family farming in the Northeastern region will suffer greater impacts from climate change than other subsectors, thus arguing for the need to implement policies aimed at controlling and supplying water to the region.

3 METHODOLOGY

3.1 Initial Specification

While analyzing the impact of climate change on agriculture, Kunwar e Bohara (2017) assume that the value of agricultural land is impacted by variations in rainfall and local temperature. Thus, the authors use a spatial methodology for panel data to measure the impact of climate change on the value of rural properties. Considering a Ricardian approach, Kunwar e Bohara (2017) assume that the value of rural properties is a function of the value of the average precipitation, average temperature, the deviations in precipitation and temperature, and the squared values of those variables.

In the present work, the approach used by Kunwar e Bohara (2017) is applied to the production value of municipalities in the Brazilian Northeast. However, it is assumed here that the production value is also impacted by the interactions between precipitation and temperature. In this sense, time and space data are used, applied to a spatial econometric methodology. The following subsections are intended to present the tools used for this procedure.

3.2 Data

The data used here comes from two different sources. In relation to the value of agricultural production, the sum of the total value of the production of temporary and permanent crops is reported in the Municipal Agricultural Production (PAM, 2017), which is made available annually by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE, 2017) in the IBGE System of Automatic Recovery (SIDRA, 2017). The value of production was corrected for December 2016 values by the Brazilian Extended Consumer Price Index (IPCA).

Regarding the climate variables, the information was obtained in the Agrometeorological Monitoring System (AGRITEMPO, 2017). The mean temperature and precipitation were constructed

using the arithmetic mean of the maximum and minimum daily estimates for each variable.

For the construction of climate variables by seasons, the arithmetic mean of the daily mean values of precipitation and temperature was used. Following the specifications of INPE, the period between December 21 and March 19 was considered as summer; March 20 to June 20 as autumn; June 21 to September 21 as winter and September 22 to December 20 as spring[1].

After the homogenization of the data, a total of 952 municipalities[2] of the Brazilian Northeast region comprise the database, being 30 municipalities of the state of Sergipe, 37 municipalities in the state of Alagoas, 290 in the state of Bahia, 83 in the state of Pernambuco, 67 in the state of Paraíba, 55 in the state of Rio Grande do Norte, 112 in Ceará, 338 in Piauí, and 140 in the state of Maranhão, Thus, the *QGIS* software was used to construct a digital layer in the shapefile format using points for the delimitation of the geographic location of each municipality, and afterwards, the *Geoda* software was used for the construction of the spatial weights matrices and calculation of the spatial autocorrelation indicators.

The period between 2006 and 2016 was chosen for this work. This choice was due to the greater availability of information on the climate variables featured in the *Agritempo* system.

3.3 Spatial Proximity Matrix

As the present work uses data distributed in time and space, the first step to be considered is to model the proximity of the spatial units in a numerical way. For this purpose, a spatial proximity matrix is constructed, consisting of an instrument capable of identifying neighboring units of a given region by means of the representation of areas in numerical terms. Based on the specification given by Almeida (2012), the neighborhood matrix has the following structure:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{se } i \text{ e } j \text{ são vizinhos} \\ 0, & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são vizinhos} \end{cases} \tag{1}$$

3.4 Global Spatial Autocorrelation

When dealing with spatial data, before performing any econometric procedure, it is necessary to make an analysis of the characteristics of the spatial distribution of the data. This analysis is done in the present work through the verification of spatial autocorrelation, using the Moran Global Index, presented by Almeida (2012) as:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j W_{ij}(Z_i - \overline{Z})(Z_j - \overline{Z})}{\sum_i^n (Z_i - \overline{Z})^2} \tag{2}$$

Where n represents the number of regions analyzed, Z_i is the value of the analyzed variable in area I, i, $\overline{Z}$ is the mean value of the variable in a certain area, and W_{ij} represents the values indicated by the spatial proximity matrix used. The rejection of the null hypothesis of Moran's I, together with the positive sign, indicates the presence of spatial autocorrelation in the data. Non-rejection of the null hypothesis or the negative sign indicates a random dispersion of the data.

[1]It should be noted that in much of the Brazilian Northeast, climate seasons are not temporally well defined as specified, however, given the great variability in the definition of the seasons, and the lack of concrete information about the time in which these seasons occur in each municipality of the region, the authors decided to consider the period of the four conventional climate seasons as defined by INPE.

[2]The other municipalities were disregarded in view of the lack of information on climate variables or the value of agricultural production.

3.5 Econometric Methodology

In order to verify the sensitivity of agricultural production to climate change, the present work makes use of the method proposed by Kunwar e Bohara (2017), which uses a Ricardian approach to measure the sensitivity of the value of rural establishments to climate change in Nepal.

Initially, a conventional model for panel data is considered, which is given by:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 + \varrho Cestdv_{it} \\ &+ \nu Cest_{it}^2 + \omega(prec_{it} * temp_{it}) + \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle + \epsilon_{it} \end{aligned} \tag{3}$$

Where $\alpha_1, \ldots, \alpha_n$ is a vector corresponding to the fixed effects. y is the natural logarithm of the value of agricultural production, $Cmed_{it}$ is the annual mean of the climate variable (temperature and precipitation)[3] , $Cestdv_{it}$ represents the deviations of the climatic variables by season of the year, prec represents the precipitation, temp is the temperature and ϵ_{it} is the random error.

However, Anselin (1999) indicates that when dealing with spatial data, the assumption of homogeneity must be addressed in the econometric procedures used. Non-homogeneity may indicate that the coefficient of an explanatory variable is statistically significant in a given municipality and not significant in another spatial unit.

Some techniques for crossection estimations are able to control this problem. However, these operations may not produce the same effects for stacked data. Thus, Elhorst (2003) indicates that the combination of stacked data with spatial models is one of the most robust tools in the field of spatial econometrics and that there are still unanswered questions about these methods, such as the control of spatial heterogeneity over the estimated coefficients.

Barreto, Almeida e Lima (2010) use fixed effects to control spatial heterogeneity, a procedure also adopted in the present investigation. Still, Baylis, Paulson e Piras (2011) emphasize that in this type of approach, one must also reduce errors by including factors external to the climatic variables that affect agriculture in the different units of space such as population, infrastructure, income, demographic density, conditioning factors irrigation etc. Therefore, the reduction of the effects from stochastic errors can be achieved by inserting a set of control variables into the estimates[4].

In the present work, control variables were incorporated in view of data availability and taking into account the procedures used in literature as done by Baylis, Paulson e Piras (2011) and Kunwar e Bohara (2017). With this, the natural logarithm of the Municipal Gross Domestic Product (GDP)[5]. the average area available per inhabitant[6] and the natural logarithm of the municipal population[7].

Beginning from Equation 4 and using the procedure of incorporation of the spatial effects given by Elhorst (2010), one arrives at a general fixed effects model that includes the spatial dependency including spatial lags to have control of the spatial autocorrelation, being given by:

[3]Considering y as the value of rural establishments and X as the explanatory variables. Kunwar and Bohara (2017) consider a model such that $y = f(X, X_2, X_d v)$. However, considering the problem of collinearity with the data used, the climate variables by season were only approached in the present work in its quadratic form.

[4]These variables were chosen based on various works in the literature, such as Baylis, Paulson e Piras (2011) and Kunwar e Bohara (2017).

[5]Made available annually by the IBGE. In view of the non-availability of this information for the year 2016, an estimate was considered, which was reached by multiplying the growth rate of the GDPs of 2014 and 2015 with the GDP of 2015.

[6]Baylis, Paulson e Piras (2011) use population density. However, considering the collinearity problem of this variable with the data used here, it was decided to use the average area per inhabitant, given by Area (municipal) / Population.

[7]Population estimates made available by the IBGE were used.

$$
\begin{aligned}
y_{it} &= \alpha_i + \rho W_1 y_{it} + \beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 + \varrho Cestdv_{it} + \nu Cest_{it}^2 + \omega(prec_{it} * temp_{it}) \\
&+ \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle + W_1(\beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 \\
&+ \varrho Cestdv_{it} + \nu Cest_{it}^2 + \omega(prec_{it} * temp_{it}) \\
&+ \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle)\tau + \xi_t \\
\text{com } & \xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{4}
$$

Where $W_1 y_t$ is the dependent variable spatially lagged, $W_2 \epsilon_t$ are the error terms spatially lagged, W is the neighborhood matrix, and λ and ρ are the scalar spatial parameters, being τ a vector of spatial coefficients.

The general model of random effects with spatial dependence is presented by Almeida (2012) as:

$$
\begin{aligned}
y_{it} &= \alpha_i + \rho W y_{it} + \beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 + \varrho Cestdv_{it} + \nu Cest_{it}^2 + \omega(prec_{it} * temp_{it}) \\
&+ \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle + W(\beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 \\
&+ \varrho Cestdv_{it} + \nu Cest_{it}^2 + \omega(prec_{it} * temp_{it}) \\
&+ \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle)\tau + \xi_t \\
\text{com } & \xi_t = \lambda W \xi_t + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{5}
$$

Imposing the restriction$\rho \neq 0$, $\tau = 0$ and $\lambda = 0$ to the model specified in Equation (5), one obtains the fixed effects model with spatial lags given by:

$$
\begin{aligned}
y_{it} &= \alpha + \rho_{it} + \beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 + \varrho Cestdv_{it} + \nu Cest_{it}^2 + \omega(prec_{it} * temp_{it}) \\
&+ \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{6}
$$

Imposing the restriction $\rho \neq 0$, $\tau = 0$ and $\lambda = 0$ to the model specified in Equation (6), one obtains the random effects model with spatial lags given by:

$$
\begin{aligned}
y_{it} &= \alpha + \rho_{it} + \beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 + \varrho Cestdv_{it} + \nu Cest_{it}^2 \\
&+ \omega(prec_{it} * temp_{it}) + \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle + \xi_t \\
\text{com } & \xi_t = \alpha + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{7}
$$

The spatial error model with fixed effects is also considered, which is characterized by featuring the spatial autocorrelation in the form of an autoregressive error. In order to obtain this model, the constraints $\rho = 0$, $\tau = 0$ and $\lambda \neq 0$ are imposed on Equation (5), to achieve:

$$
\begin{aligned}
y_{it} &= \alpha + \rho_{it} + \beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 + \varrho Cestdv_{it} + \nu Cest_{it}^2 \\
&+ \omega(prec_{it} * temp_{it}) + \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle + \xi_t \\
\text{com } & \xi_t = \lambda W \xi_t + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{8}
$$

For the spatial error model with random effects, the constraints $\rho = 0$, $\tau = 0$ and $\lambda \neq 0$ in Equation (6) yield:

$$
\begin{aligned}
y_{it} &= \alpha + \rho_{it} + \beta Cmed_{it} + \theta Cmed_{it}^2 + \varrho Cestdv_{it} + \nu Cest_{it}^2 \\
&+ \omega(prec_{it} * temp_{it}) + \Gamma(prec_{it} * temp_{it})^2 + \phi controle + \xi_t \\
\text{com } & \xi_t = \alpha + \lambda W \xi_t + \epsilon_t
\end{aligned} \tag{9}
$$

The choice of the more appropriate model among the estimates is made using the criteria indicated by Almeida Almeida (2012), where the choice of the appropriate model should be made according to: (i) verifying if the observed effects should be included in the estimates; (ii) choosing the most appropriate model with unobserved effects; (iii) the appropriate model with no observed effects is estimated; (iv) checking the spatial dependence of the residue; (v) verifying the presence of spatial autocorrelation in the residues of the model with unobserved effects, one estimates the panel data model encompassing spatial autocorrelation; (vi) the model that does not present spatial autocorrelation in the residues and that presents the least information criterion is chosen.

If the model chosen is the spatial lag model, as shown in Equation (7), it is possible to obtain the local and total impacts of the climate variations by calculating the marginal effects, which are given by LeSage e Pace (2009) as:

$$\begin{aligned} \frac{\delta y_i}{\delta x_{ir}} &= S_r(W)_{ii} \\ &\text{e} \\ \frac{\delta y_i}{\delta x_{jr}} &= S_r(W)_{ij} \end{aligned} \tag{10}$$

In which $S_r(W) = (I_n - \phi W)^{-1}\beta_r$, i and j represent municipalities i and j respectively. β_r is the coefficient of the r-th variable and $S_r(W)$ is an $(n\ x\ n)$ matrix where the elements contained in the main diagonal represent the direct impacts and the elements outside the main diagonal represent the indirect impacts. The sum of these two impacts forms the total impact. Once the estimates have been made and the appropriate model chosen, the next step is to calculate the sensitivity of the agricultural production in relation to the level of precipitation and the temperature. Following the procedure of Kunwar and Bohara (2017), and including the interactions between precipitation and temperature, this process is given by:

$$\begin{aligned} E(\frac{\delta ln(y)}{\delta prec}) &= \beta + 2 * \theta + \omega * temp + 2 * \Gamma * prec * temp^2) \\ &\text{e} \\ E(\frac{\delta ln(y)}{\delta temp}) &= \beta + 2 * \theta + \omega * temp + 2 * \Gamma * prec^2 * temp) \end{aligned} \tag{11}$$

4 RESULTS

To specify the characteristics of the data used, Table 1 shows the descriptive statistics of the variables. Mean precipitation and mean temperature were obtained by the ratio of the sum of the values and the number of days of the period[8]. The average precipitation of the analyzed period was 2.7175 mm. which, in accumulated values, would generate an average annual precipitation of approximately 990 mm. It is also observed that the greatest precipitations occur during the summer and fall, which corresponds to the period from December 21 to June 20.

The average temperature for the analyzed period was 25.7391°C. Checking the square of the averages by seasons, it is observed that the highest temperatures occur in the spring, that is, between September 22 and December 20.

The standard deviations inform how much the climate variables distance themselves from the average, allowing an approximation of the quantification of the climate changes. Regarding precipitation and temperature, Table 1 shows that, on average, the greatest climate changes occur during the winter, that is, between June 21 to September 21.

[8] Annual and seasonal averages of daily values of temperature and precipitation were used, that is: $\frac{\sum(temp*prec)_{day}}{\sum(days)}$

Table 1: Descriptive statistics of the variables

Variable	Observations	Mean	Standard Deviation
Ln(production)	10.472	8.5658	1.8538
Precipitation	10.742	2.7175	1.7194
Temperature	10.742	25.7391	1.7194
$Precipitation^2$	10.742	10.3410	24.0820
$Temperature^2$	10.742	669.5832	128.0241
prec*temp	10.742	69.5731	40.8843
$(prec * temp)^2$	10.742	6511.7760	9036.4000
$Prec_spring^2$	10.742	7.2106	24.8750
$Prec_summer^2$	10.742	27.3372	40.5980
$Prec_autumn^2$	10.742	29.4538	51.0579
$Prec_winter^2$	10.742	1.9986	21.9598
$Temp_spring^2$	10.742	728.3846	136.2860
$Temp_summer^2$	10.742	711.5912	111.5421
$Temp_autumn^2$	10.742	646.8529	129.8654
$Temp_winter^2$	10.742	599.9043	155.3370
Temp_spring_dv	10.742	1.1144	0.8214
Temp_summer_dv	10.742	0.8417	1.1459
Temp_autumn_dv	10.742	-0.4642	0.7455
Temp_winter_dv	10.742	1.4836	1.1371
Prec_spring_dv	10.742	-0.8449	1.9794
Prec_summer_dv	10.742	1.5985	1.7991
Prec_autumn_dv	10.742	1.4435	2.2507
Prec_winter_dv	10.742	-2.1353	1.5046
Controle			
Area/Population	10.742	0.0785	0.1192
LnGDP_percapita	10.742	8.9505	0.5953
Lnpopulation	10.742	9.7994	0.9722

Source: Elaborated by the authors based on estimations from AGRITEMPO (2017).
Note: *Pre* = precipitation (mm); *temp* = temperature (°c); *dv* = standard deviation.

Before making any statistical inference, it is necessary to verify the temporal characteristics of the data. Therefore, the stationarity condition of the variables was analyzed by the Levin-Lin-Chu stationarity test. The rejection of the null hypothesis confirms that all the variables used are distributed around a fixed mean, with constant variance over time, which indicates the stationarity condition of the series.

Table 2 presents the results obtained with the Moran Global Index for the agricultural production of the analyzed municipalities. For all the years considered in the sample, the Moran Global Index presented a positive value and was statistically significant. This result indicates that the agricultural production of the studied municipalities is spatially autocorrelated. This implies a spatial overflow of production, that is, changes occurred in the agricultural production of a given municipality overflow in spatial terms, causing changes in the agricultural production of the neighboring municipalities.

Table 2: Autocorrelação espacial global do valor da produção agrícola.

	I de Moran	P - Valor
2006	0.477	0.0001
2007	0.513	0.0001
2008	0.498	0.0000
2009	0.482	0.0010
2010	0.555	0.0000
2011	0.494	0.0002
2012	0.474	0.0000
2013	0.524	0.0003
2014	0.506	0.0000
2015	0.522	0.0001
2016	0.458	0.0000

Source: Elaborated by the authors.
Note: The statistical significance considered for this work is the 5% level.

After verifying the presence of spatial autocorrelation in the data used, the next step is to measure the sensitivity of agricultural production in relation to precipitation and temperature by means of a procedure that encompasses the effects stemming from these phenomena. In the present work this process is done through a spatial data panel. In order to decide which estimator should be considered, an F test was initially used to verify the possibility of estimation of the models through Ordinary Least Squares via a pooled model. With this procedure, the null hypothesis of there being no significant effects was rejected. In addition, a Breusch-Pagan test was performed and it was verified that it is not possible to ignore the presence of significant effects, which can only be adequately treated through the Fixed Effects estimator.

Once the estimates are obtained, one must check whether the effects should be treated as fixed or random. For that purpose, the Hausman test is used in this work. It is verified that in all the estimations the random effects are invalid, and, therefore, the fixed effects model must be considered to answer the problem here. The results of these procedures are presented in Table 3.

For models with spatial specification, a neighborhood matrix of type K neighbors with K = 1 was used. The choice of this matrix was determined by the criteria indicated by Baumont (2004). This mechanism consists in estimating the model without the spatial effects, obtaining the model residues and verifying the spatial autocorrelation of the residues through the Moran Global Index, taking into account a set of neighborhood matrices. Then, the matrix chosen will be the one that obtains the greatest statistically significant value for the Moran Global Index applied to the residuals of the model without spatial effects.

In order to choose the model that explains the problem in question more adequately, the procedure indicated by Almeida (2012) was used. as specified in subsection 3.4. Having fulfilled the prepositions (i), (ii), (iii), (iv) and (v), the absence of spatial autocorrelation in the spatial specification of the fixed effects models was verified. Thus, the appropriate model that explains the relationships analyzed is the spatial lag model, considering that it presented the lowest information criterion.

Analyzing the spatial lag model, it is verified that the spatial autocorrelation coefficient (ρ) features a positive signal and was statistically significant. This result may indicate the existence of clusters for agricultural production in the Northeast region of Brazil. Furthermore, the value obtained with the coefficient (ρ) indicates that the changes in the production of a given municipality overflow in spatial terms, also impacting neighboring municipalities. As a consequence of this result, it should be pointed out that a public policy aimed at impacting the agricultural production of the Northeast of Brazil should take into consideration the possibility of capturing the effects arising from spatial proximity.

The squares of the levels of precipitation by season show that increased precipitation in autumn reduces the value of agricultural production in the Brazilian Northeast. The values obtained with the coefficients of the temperatures per season of the year in their quadratic form indicate that temperature increases in autumn reduce agricultural production, while the increase in winter temperatures leads to greater values of agricultural production in the Northeast.

The results obtained with the temperature deviations show that the increase in the positive distance between the temperature in autumn and the average annual temperature causes increases in the value of agricultural production in the Northeast. In relation to precipitation deviations, it is observed that the increase in the positive distance between spring precipitation and the annual average precipitation reduces the production value in the region.

Regarding the control variables, the results show that the increase of the available area for each inhabitant as well as for the municipal population in general reduces the value of agricultural production.

Table 3: Estimation results using Fixed Effects.

	Normal	Defasagem	Erro
Constante	8.3041*	-	-
ρ	-	0.2231*	-
λ	-	-	0.2137*
Prec	-0.7214*	-0.5836*	-0.6375
Temp	0.1829*	0.1506*	0.1422*
$Precipitation^2$	0.0253*	0.0202*	0.0209*
$Temperature^2$	0.0037	0.0029	0.0043
Prec*Temp	0.0411*	0.0332*	0.0366*
$(Prec * temp)^2$	0.0001*	0.0001*	0.0001*
$Prec_spring^2$	0.0010	0.0007	0.0005
$Prec_summer^2$	-0.0011	-0.0007	-0.0009
$Prec_autumn^2$	-0.0025*	-0.0018*	-0.0024*
$Prec_winter^2$	-0.0008	-0.0006	-0.0007
$Temp_spring^2$	-0.0003	-0.0007	-0.0008
$Temp_summer^2$	-0.0016	-0.0014	-0.0014
$Temp_autumn^2$	-0.0011*	-0.0086*	-0.0104*
$Temp_winter^2$	0.0030*	0.0026*	0.0029
Temp_spring_dv	0.0627	0.0687	0.0953
Temp_summer_dv	0.0682	0.0569	0.0658
Temp_autumn_dv	0.4266*	0.3305*	0.4025*
Temp_winter_dv	-0.0998	-0.0863	-0.0906
Prec_spring_dv	-0.0327*	-0.0258*	-0.0375*
Prec_summer_dv	0.0224	0.0158	0.0205
Prec_autumn_dv	0.0281*	0.0209	0.0328*
Prec_winter_dv	-0.0205	-0.0168	-0.0205
Control			
Area/Population	-1.5516*	-1.3985*	-1.2614*
Ln_GDP_Percapita	0.0109	0.0104	0.0115
Lnpopulation	-0.0948*	-0.0893*	-0.0781
Akaike		20171.55	20254.84

Source: Elaborated by the authors.

Note: Values succeeded by (*) represent statistical significance 5% level. Note: Prec = precipitation (mm); temp = temperature (°c); dv = standard deviation.

One of the advantages of estimating the spatial lag model is the possibility of quantifying spatial overflow through direct. indirect and total marginal effects[9] . The results for this procedure are presented in the appendix in Table 7. The averages for the marginal effects of the quadratic variables are outlined in Table 4. The average direct effects of the squares of the precipitation levels indicate that an increase in precipitation of a given municipality in 1 mm during the autumn season reduces the value of the agricultural production of that municipality by approximately 0.0155%. The indirect marginal effects of this variable indicate that the increase of 1 mm in the average autumn rainfall in a given municipality reduces by approximately 0.0038% the value of the agricultural production of neighboring municipalities. The overall impact of the 1mm increase in the average temperature in the fall is a reduction of 0.0194% in the value of agricultural production.

Regarding the squares of the temperatures by seasons, the direct effects show that the increase of 1 mm in the average autumn and winter temperatures of a given municipality reduces by 0.4523% and increases by 0.1307%, respectively. the value of agricultural production in that municipality. On the other hand, the indirect effects indicate that the increase of 1 °c in the temperature of autumn and winter in a certain municipality overflows spatially, reducing by 0.1127% and 0.0325% the value of the agricultural production of the neighboring municipalities. Also, the total effects indicate that the 1 °c increase in autumn and winter temperatures in municipality i reduces by 0.5664% and increases by 0.1631%, respectively, the value of the agricultural production in that municipality and in the neighboring municipalities.

Table 4: Average marginal effects for climatic variables by season.

	Diretos	Indiretos	Totais
$Prec_autumn^2$	0.0155	-0.0038	-0.0194
$Temp_autumn^2$	-0.4523	-0.1127	-0.5664
$Temp_winter^2$	0.1304	0.0325	0.1631

Source: Elaborated by the authors.

Continuing the analysis of the marginal effects of the fixed-effects model with spatial lags, it can be observed that the values of the direct effects for the quadratic temperature in the autumn and winter seasons and the deviations of the temperature in autumn and the precipitation in spring differ from the value of their respective coefficients in the estimation described in Table 3. According to LeSage e Pace (2009), this difference occurs as a result of the so-called feedback effect, which denotes changes in the value of agricultural production, which overflow in spatial terms and with the passage of time returns to the municipality of origin.

Regarding the deviations of temperatures per season, the direct effects indicate that the increase of 1 °c in the fall temperature in relation to the annual average temperature causes a local elevation of 0.3432% in agricultural production. On the other hand, the indirect effects indicate that the increase of 1 °c in the temperature of autumn in relation to the average annual temperature of a given municipality increases by 0.0853% the agricultural production of its neighbors. The total effects indicate that the overall impact of this change is 0.4285% on the value of agricultural production.

The direct marginal effects of seasonal precipitation deviations indicate that a 1 mm rise in the distance between the average precipitation in the spring and the average annual precipitation of a municipality reduces its agricultural production by 0.0259%, and in 0.0064% the production of neighboring municipalities, respectively. The total effects show that the overall impact of this change, considering the specific municipality and its neighbors, is a reduction of 0.0323% in the value of agricultural production.

[9]Since the variables by season of the year are squared. the marginal effects for these variables were calculated considering $Efeito(prec, temp)_{estação} = 2 * \nu * (prec, temp)estação$ season.

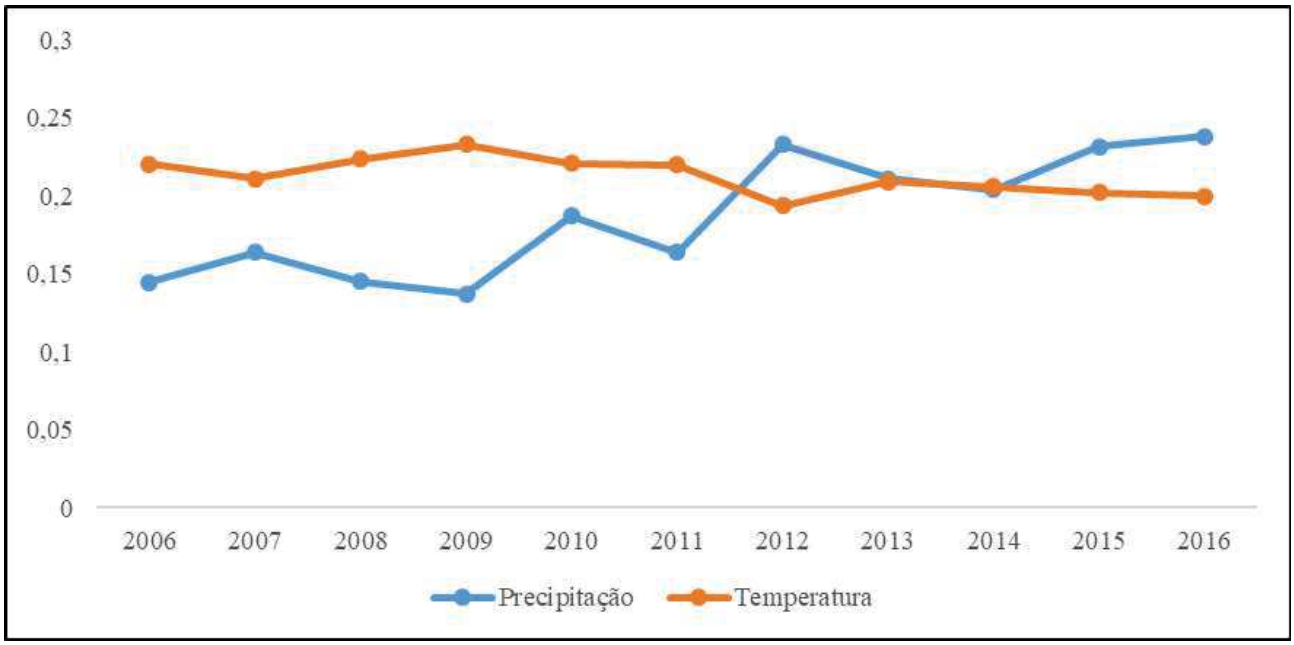
The impacts of temperature and precipitation on agricultural production can only be visualized by calculating the sensitivities as denoted in Equation 11. This procedure is demonstrated in terms of averages for the Northeast region of Brazil in Figure 1.

From 2006 to 2011, agricultural production in the Brazilian Northeast was more sensitive to changes in temperature levels than to changes in average precipitation. From that point on, agricultural production became more sensitive to changes in precipitation levels, with the exception of 2014. Also, comparing the year 2016 with the beginning of the analyzed period, agricultural production in the Northeast region became more sensitive to changes in precipitation levels and less sensitive to changes in temperature.

The trajectory of the sensitivities outlined in Figure 1 demonstrates an already expected and well-known conclusion, which indicates a great dependence of the agricultural sector on rainfall stability and that public policies to combat the effects of climate change on agriculture in the Brazilian Northeast region will have greater impacts when based on hydric soil characteristics.

The high levels of sensitivity of the Northeastern agricultural production to climate change, as well as the intensification of the average sensitivity to the changes in pluviometry described in Figure 1, expose producers to a situation already verified by Burke e Emerick (2016), which indicate that farmers need adaptation to the new climate scenarios, mainly with respect to technology and other factors that influence agricultural productivity.

Figure 1: Average sensitivity of agricultural production in relation to precipitation and temperature.



Source: Elaborated by the authors using the research data.

The intensification of agricultural production sensitivity in relation to changes in average precipitation levels from 2014 can be explained mainly by the worsening water scarcity that has been installed in most of the municipalities of the Brazilian Northeast in this period, as shown by the World Bank document organized by De Nys, Engle e Magalhães (2016).

Thus, it can be stated that the control of temperature shifts is an important mechanism for the adequate performance of agricultural production in the Brazilian Northeast. However, as stated by Filho et al. (2016), climate-friendly policies for the agricultural sector will produce greater impacts if they are based on the control and efficient use of local water resources.

Table 5 shows the mean sensitivities for the Brazilian Northeast and the states of the region. It is verified that. on average. the increase of 1 mm in the level of annual rainfall increases the value of agricultural production in the Northeast by 0.1874%, while the increase of 1 °c in the average

annual temperature raises agricultural production by 0.2129% in the region.

Furthermore, it is possible to observe that Ceará was the state that showed the greatest average sensitivity in relation to changes in annual precipitation, followed by the states of Rio Grande do Norte and Paraíba. In relation to temperature, the highest average sensitivity was obtained by the state of Maranhão, followed by the states of Piauí and Ceará.

Considering the averages, only the states of Bahia and Maranhão show sensitivity levels to rainfall changes lower than the values obtained by the Northeast region as a whole. Regarding temperature, this behavior was observed for the states of Alagoas, Bahia, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Rio Grande do Norte and Sergipe.

Table 5: Average State Sensitivity.

Estate	Precipitation	Temperature
Northeast	0.1804	0.2129
Alagoas	0.2080	0.1937
Bahia	0.1814	0.2063
Ceará	0.2129	0.2120
Maranhão	0.1330	0.2382
Paraíba	0.2098	0.2102
Pernambuco	0.2061	0.2041
Piauí	0.1975	0.2208
Rio Grande do Norte	0.2104	0.2070
Sergipe	0.1890	0.1963

Source: Elaborated by the authors.

Table 6 features a more detailed description of the average sensitivities of precipitation and temperature, presenting values per year for each Brazilian state in the region. Regarding the average sensitivities for precipitation, Table 6 shows that all the states in the region presented sensitivity growth in the year 2016, when compared to the initial year of the sample. It should be noted that the sensitivity of the agricultural sector to rainfall changes has already been verified for other localities, as discussed by Kunwar e Bohara (2017), which analyzed Nepal, and Baylis, Paulson e Piras (2011), which studied the United States of America.

Specifically, between 2006 and 2009, the state of Pernambuco was more sensitive to rainfall changes. In 2011, this characteristic was observed for the state of Sergipe, and from 2010 onwards, the greatest sensitivities to rainfall changes were observed in the state of Rio Grande do Norte.

Regarding the average sensitivity to shifts in temperature, it is verified that all the states in the region had their sensitivities decreased, when comparing the values of 2016 with the initial year of sample.

The greatest sensitivities were obtained by the State of Maranhão, from 2006 to 2016. This result is consistent with expectations, considering the geographic location of the state to the Northwest of the region, and its proximity to the Northern region of Brazil. Furthermore, according to INPE (2015), the annual rainfall level of Maranhão makes it stand out, presenting a tendency that differentiates it from other states regarding temperature effects.

Table 6: Average Sensitivity per year and state.

	AL	BA	CE	MA	PB	PE	PI	RN	SE
Precipitation									
2006	0.2008	0.1503	0.1200	0.1037	0.1923	0.2051	0.1536	0.0716	0.1204
2007	0.1507	0.1646	0.1650	0.1254	0.2082	0.2091	0.1967	0.1283	0.0377
2008	0.1612	0.1637	0.1399	0.0876	0.1628	0.1557	0.1576	0.1253	0.0958
2009	0.1591	0.1600	0.1325	0.0786	0.1512	0.1736	0.1370	0.1034	0.1208
2010	0.1881	0.1665	0.2407	0.1390	0.2094	0.1844	0.2001	0.2544	0.1967
2011	0.2022	0.1748	0.1720	0.0866	0.1635	0.1781	0.1722	0.1866	0.2227
2012	0.2498	0.2082	0.2775	0.1822	0.2660	0.2453	0.2393	0.3043	0.2578
2013	0.2320	0.1960	0.2693	0.1419	0.2336	0.2193	0.2082	0.2878	0.2475
2014	0.2299	0.1890	0.2551	0.1307	0.2291	0.2103	0.2106	0.2722	0.2436
2015	0.2596	0.2109	0.2737	0.1809	0.2521	0.2334	0.2437	0.2936	0.2710
2016	0.2542	0.2117	0.2965	0.2069	0.2394	0.2330	0.2538	0.2872	0.2650
Temperature									
2006	0.1916	0.2186	0.2203	0.2483	0.2097	0.2045	0.2331	0.2079	0.1901
2007	0.1890	0.2064	0.2103	0.2411	0.2057	0.1967	0.2159	0.2044	0.1974
2008	0.2057	0.2084	0.2323	0.2516	0.2288	0.2204	0.2303	0.2281	0.1982
2009	0.2160	0.2227	0.2424	0.2538	0.2322	0.2256	0.2358	0.2387	0.2204
2010	0.2178	0.2218	0.2097	0.2367	0.2159	0.2225	0.2236	0.2054	0.2147
2011	0.2043	0.2064	0.2298	0.2357	0.2329	0.2194	0.2269	0.2291	0.1950
2012	0.1669	0.1877	0.1910	0.2296	0.1832	0.1756	0.2074	0.1823	0.1695
2013	0.1803	0.2073	0.1983	0.2350	0.2037	0.1991	0.2211	0.1935	0.1864
2014	0.1850	0.1999	0.2040	0.2355	0.1999	0.1943	0.2155	0.1997	0.1834
2015	0.1824	0.1962	0.2014	0.2296	0.1955	0.1929	0.2109	0.1932	0.1788
2016	0.1818	0.1935	0.1923	0.2229	0.2045	0.1943	0.2083	0.1950	0.1814

Source: Elaborated by the authors.

In general, the results presented in Table 6 indicate that agricultural production in the Northeast region has become increasingly sensitive to variations in the precipitation levels, while changes in average temperatures have influenced to a lesser extent the value of agricultural production.

Historically, agricultural production in the Northeast region of Brazil has suffered from a lack of policies aimed at solving the problems arising from the region's water shortages, such as the application of measures to encourage the efficient use of water resources in farming. Also, these results indicate that public policies to combat the effects of climate change on agriculture in the Northeast region of Brazil will have greater impacts when based on the water needs of this region's municipalities.

Thus, it can be said that agriculture in the municipalities of the Northeast region of Brazil has suffered from a greater lack of policies aimed at solving the problems stemming from the water scarcity of the region. Also, the need to apply incentive measures to the efficient use of water resources in agriculture can be highlighted.

5 CONCLUDING REMARKS

The present work had as its objective to verify the sensibility of the agricultural production in the Northeast region of Brazil in relation to changes in precipitation and temperature levels. For that purpose, climate data was used, organized in terms of time period and geography, and the sensitivities were estimated by means of an econometric procedure for spatial panel data. i.e., the adopted econometric procedure includes the effects of the spatial proximity of the data units. Mean

precipitation and temperature data were used for a set of municipalities in the Northeast region of Brazil between 2006 and 2016.

The results showed that the agricultural production of the municipalities of the Brazilian Northeast is spatially autocorrelated over the years analyzed. The existence of spatial agglomerations of agricultural production in the Northeastern municipalities was verified through the calculation of the Moran Global Index, indicating that there are municipalities with high (or low) levels of production, which have neighbors with these same characteristics. Through the estimation of a spatial lag model, it was observed that changes in the production of a given municipality overflow spatially, also impacting the neighboring municipalities. Thus, public policies to support the agricultural sector of the Northeastern municipalities should be applied at a regional, and not just municipal, level, allowing greater efficiency.

With the calculation of the sensitivities, it was also verified that from 2006 to 2011, the agricultural production of the Brazilian Northeast was more sensitive to changes in temperature levels than to changes in average precipitation. However, after the years 2012, 2013, 2015 and 2016, agricultural production has become more sensitive to changes in the precipitation levels.

It was also noted that in the analyzed period there was an increase in the average sensitivity of the agricultural production in relation to the precipitation levels, while the average temperature sensitivity showed a decrease. In addition, it was verified that, on average, the agricultural production of the states of Pernambuco, Sergipe and Rio Grande do Norte present the greatest sensitivities to rainfall changes, while agriculture in the state of Maranhão is the most sensitive to changes in temperature levels.

Lastly, it can be concluded that the agricultural production in the Northeast region of Brazil has featured a lack of policies aimed at solving the problems arising from the region's water shortages, such as the application of measures to encourage the efficient use of water resources in farming. Furthermore, this work surmises that public policies to combat the effects of climate change on agriculture in the Northeast region of Brazil will have greater impacts when based on the water needs of this region's municipalities.

References

AGRITEMPO. 2017. ⟨https://www.agritempo.gov.br/agritempo/index.jsp⟩. Acessado em 17/12/2017.

ALMEIDA, E. Econometria espacial aplicada. *Campinas–SP. Alínea*, 2012.

ANSELIN, L. Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. *Geographical Information Systems: principles, techniques, management and applications*, Citeseer, v. 1, p. 251–264, 1999.

ARAÚJO, P. H. C. et al. Uma análise do impacto das mudanças climáticas na produtividade agrícola da região nordeste do brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 45, n. 3, p. 46–57, 2014.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. de. Convergência espacial do pib per capita no estado do ceará. *Revista de Economia*, v. 36, n. 3, 2010.

BAUMONT, C. *Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Tese (Doutorado) — Laboratoire d'économie et de gestion (LEG), 2004.

BAYLIS, K.; PAULSON, N. D.; PIRAS, G. Spatial approaches to panel data in agricultural economics: a climate change application. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Cambridge University Press, v. 43, n. 3, p. 325–338, 2011.

BURKE, M.; EMERICK, K. Adaptation to climate change: Evidence from us agriculture. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 8, n. 3, p. 106–40, 2016.

CALZADILLA, A. et al. Climate change impacts on global agriculture. *Climatic change*, Springer, v. 120, n. 1-2, p. 357–374, 2013.

CUNHA, D. A. d. et al. Irrigação como estratégia de adaptação de pequenos agricultores às mudanças climáticas: aspectos econômicos. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, SciELO Brasil, v. 51, n. 2, p. 369–386, 2013.

DOMINGUES, E. P.; MAGALHÃES, A. S.; RUIZ, R. M. Cenários de mudanças climáticas e agricultura no brasil: impactos econômicos na região nordeste. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, n. 2, p. 229–246, 2011.

ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. *International regional science review*, Sage Publications, v. 26, n. 3, p. 244–268, 2003.

ELHORST, J. P. Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, Taylor & Francis, v. 5, n. 1, p. 9–28, 2010.

EVANGELISTA, P.; YOUNG, N.; BURNETT, J. How will climate change spatially affect agriculture production in ethiopia? case studies of important cereal crops. *Climatic change*, Springer, v. 119, n. 3-4, p. 855–873, 2013.

FILHO, H. M. et al. Mudança do clima e os impactos na agricultura familiar no norte e nordeste do brasil. *Embrapa Solos-Artigo em periódico indexado (ALICE)*, IPC-IG Working Paper, Brasília, DF, n. 141, May 2016., 2016.

FISCHER, G.; SHAH, M. M.; VELTHUIZEN, H. V. Climate change and agricultural vulnerability. IIASA, Laxenburg, Austria, 2002.

IBGE. 2017. Https://www.ibge.gov.br/.

INPE. Cenários de mudanças climáticas: Regionalização. 2015.

JU, H. et al. The impacts of climate change on agricultural production systems in china. *Climatic Change*, Springer, v. 120, n. 1-2, p. 313–324, 2013.

KUNWAR, S. B.; BOHARA, A. K. Climate sensitivities and farmland values in nepal: A spatial panel ricardian approach. *Journal of Development and Agricultural Economics*, v. 9, n. 6, p. 145–161, 2017.

LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to spatial econometrics*. [S.l.]: Chapman and Hall/CRC, 2009.

MMA. 2017. ⟨http://www.mma.gov.br/clima/convencao-das-nacoes-unidas/acordo-de-paris⟩. Acessado em 17/12/2017.

MORAES, G. I. de; FILHO, J. B. de S. F. Brasil, mudanças climáticas e economia: o que há estabelecido? *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 41, 2013.

NASA. 2017. ⟨https://data.giss.nasa.gov/gistemp/graphs_v3/⟩. Acessado em 17/12/2017.

NELSON, G. C. et al. *Climate change: Impact on agriculture and costs of adaptation*. [S.l.]: Intl Food Policy Res Inst, 2009. v. 21.

NELSON, G. C. et al. *Climate change: Impact on agriculture and costs of adaptation*. [S.l.]: Intl Food Policy Res Inst, 2009. v. 21.

NYS, E. D.; ENGLE, N.; MAGALHÃES, A. Secas no brasil: política e gestão proativas. *Brasília, DF: Centro de Gestão e Estudos Estratégicos-CGEE*, 2016.

OBERMAIER, M.; ROSA, L. P. Mudança climática e adaptação no brasil: uma análise crítica. *Estudos avançados*, SciELO Brasil, v. 27, n. 78, p. 155–176, 2013.

OCHIENG, J.; KIRIMI, L.; MATHENGE, M. Effects of climate variability and change on agricultural production: The case of small scale farmers in kenya. *NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences*, Elsevier, v. 77, p. 71–78, 2016.

PAM. 2017. Https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas.

PARRY, M. L. et al. Effects of climate change on global food production under sres emissions and socio-economic scenarios. *Global environmental change*, Elsevier, v. 14, n. 1, p. 53–67, 2004.

PIAO, S. et al. The impacts of climate change on water resources and agriculture in china. *Nature*, Nature Publishing Group, v. 467, n. 7311, p. 43, 2010.

SIDRA. 2017. Https://sidra.ibge.gov.br/home/ipca/brasil.

WIEBE, K. et al. Climate change impacts on agriculture in 2050 under a range of plausible socioeconomic and emissions scenarios. *Environmental Research Letters*, IOP Publishing, v. 10, n. 8, p. 085010, 2015.

YALEW, A. W. et al. *Economic effects of climate change in developing countries: Economy-wide and regional analysis for Ethiopia*. [S.l.], 2017.

A APPENDIX

Table 7: Direct, indirect and total marginal effects of the spatial lag model.

Variable	Direct	Indirect	Total
Precipitation	-0.5979*	-0.1484*	-0.7462*
Temperature	0.1526*	0.0379*	0.1904*
$Precipitation^2$	0.0210*	0.0052*	0.0262*
$Temperature^2$	0.0029	0.0007	0.0037
prec*temp	0.0341*	0.0085*	0.0426*
$(prec * temp)^2$	-0.0001*	-0.0001*	-0.0001*
$Prec_spring^2$	-0.0008	-0.0002	-0.0010
$Prec_summer^2$	-0.0008	-0.0002	-0.0010
$Prec_autumn^2$	-0.0019*	-0.0005*	-0.0023*
$Prec_winter^2$	-0.0007	-0.0002	-0.0009
$Temp_spring^2$	-0.0007	-0.0002	-0.0008
$Temp_summer^2$	-0.0013	-0.0003	-0.0016
$Temp_autumn^2$	-0.0090*	-0.0022*	-0.0112*
$Temp_winter^2$	0.0027*	0.0007*	0.0034*
Temp_spring_dv	0.0687	0.0170	0.0857
Temp_summer_dv	0.0520	0.0129	0.649
Temp_autumn_dv	0.3432	0.0853*	0.4285*
Temp_winter_dv	-0.0930	-0.0231	-0.1161
Prec_spring_dv	-0.0259*	-0.0064*	-0.0323*
Prec_summer_dv	0.0174	0.0043	0.0217
Prec_autumn_dv	0.0211	0.0052	0.0263
Prec_winter_dv	-0.0167	-0.0041	-0.0208
Controle			
Area/Population	-1.4511*	-0.3606	-1.8117*
LnGDP_percapita	0.0102	0.0025	0.0127
Lnpopulation	-0.0941*	-0.0233*	-0.1175*

Source: Elaborated by the authors. Note: Values followed by (*) represent statistical significance at the 5% confidence level.

Note: *Pre* = precipitation (mm); *temp* = temperature (°c); *dv* = standard deviation.

How far do agglomeration effects go?

Rodger Barros Antunes Campos[1]
Carlos Roberto Azzoni[2]

Abstract

Non-market interactions are relevant and crucial for understanding the benefits of proximity. What is seen, felt and spoken are mechanisms that make proximity effects influence workers productivity. In this sense, the city has an important role for labor and other markets. In this paper, we use a matched employer-employee database for a metropolitan area on a fine geographical scale (1 km^2) to capture agglomeration economies and its attenuation over space. The main finding shows that agglomeration economies are spatially limited. Even at the intraurban realm, and at such a fine scale, proximity matters!

Resumo

É importante e essencial estudar as intereções que não tem mercado específico devido aos benefícios gerados pela proximidade. O que se ve, sente e fala são mecanismos que fazem com que os efeitos da proximidade ocorram. Nesse sentido, a cidade desempenha um papel importante tanto no mercado de trabalho como nos demais. Nesse artigo, utilizamos uma base de trabalho que associa trabalhador-estabelecimento e uma abordagem geográfica mais detalhada para capiturar economias de aglomeração e o seu comportamento de atenuação no espaço. Padrão mais concentrado da cidade é um dos resultados derivados, dada a extensão espacialmente limitada das economias de aglomeração; i.e., proximidade importa! Adicionalmente, efeitos *face-to-face* é mais relevante do que economias de aglomeração que ocorrem distantes dos trabalhadores.

Resumen

Son relevantes y cruciales para comprender los beneficios de la proximidade estudiar las interactiones para las cuales no hay mercado. Lo que se ve, se siente y se habla son mecanismos que hacen que ocurran efectos de proximidad e influyen en la productividad de los trabajadores. En este sentido, la ciudad tiene un papel importante para el mercado laboral y otros mercados. En este artículo, utilizamos la base de datos empleador-empleado y un enfoque geográfico más preciso para capturar las economías de aglomeración y su comportamiento de atenuación en el espacio. El principal hallazgo sugiere que el mejor patrón de la ciudad es que promueva la concentración laboral, dado que la extensión de las economías de aglomeración es espacialmente limitada; es decir, ¡la proximidad importa! Por lo tanto, los resultados sugieren que el efecto cara a cara es más importante para la compensación salarial que las economías de aglomeración localizadas lejos de los trabajadores.

[1] PhD candidate in the Economics Department of the University of São Paulo. rodger.campos@usp.br
[2] Department of Economics, University of São Paulo. cazzoni@usp.br

1. Introduction

The change in the intra-urban landscape is dependent on changes in economic activities, transport infrastructure and communication within the city. Employment sprawling over the intra-urban space is one of the factors that change the city's spatial pattern. This chaging of landscape is relevant due to non-market characterists that directly affect the labor market. Cities are the locus of agglomeration economies and acts as a bridge between urban employment density and workers' productivity (Glaeser and Ressenger, 2010), attracting more skilled workers, more productive firms and accelerating both the stock of human capital and wage growth (Glaeser and Maré, 2001).

Internal economies of internal and external return scale, cost of transportation and commuting are the main elements that justify agglomeration of firms and workers. When agglomeration diseconomies surpass the positive effects of agglomeration, firms and jobs start to spread. The decentralization of jobs in urban space directly impacts wages, urban land prices, demand for transportation and commuting (Hartiwick and Hartiwick, 1974, Fujita and Ogawa, 1982, Anas and Kim, 1990, Helsley and Sullivan, 1991).

Since the canonical work of Mincer (1974), the wage differential has gained relevance in Economics. Researches in the field of Labor Economics point to the concentration of this differential in large urban centers, relative to the smaller municipalities in terms of population and or employment (Combes and Gobillon, 2014). These results motivated researches focused on the role of agglomeration on wage differentials. The connection of both fields (Reginal and Urban Economics and Labor Economics) created a new economic field to study labor, known as Agglomeration Economics.

The wage differential debate is also relevant on a less aggregated scale, given that intra-urban spatial heterogeneity, inherent to economies, implies non-isotropic wages (Fujita, Krugman and Venables, 1999). Combes, Duranton and Gobillon (2008) list three sources of the spatial wage heterogeneity: 1) differences in labor market composition (reflecting the skills of the demanded workers); 2) differences in local natural allocation (climate, for example); and 3) interactions amongst workers or (and) between firms, that is, economies of agglomeration.

Marshall (1920) suggested that agglomeration economies was due to the specialization of cities and concentration of an industry, while Jacobs (1969) addressed the importance of urban diversity as a source of generation and diffusion of ideas through face-to-face interactions. Duranton and Puga (2004) proposed a micro-foundation model to shed light on the agglomeration determinants, in which sharing, pooling and matching are the mechanisms that activate the economies of agglomeration. The empirical literature faces empirical difficulties in decomposing and identifying such effects separately (Rosenthal and Strange, 2004, Combes, Duranton and Gobillon, 2008). This impossibility is known in the literature as Marshallian equivalence, that is, the micro-foundations are empirically equivalent in terms of results at city level.

Labor markets reward workers for agglomeration, as well documented in theoretical and empirical literature. Several empirical studies have shown correlation and causality between agglomeration economies and the urban wage premium, taking regions as special unities (Combes and Gobbilon, 2014, Melo, Graham and Noland, 2009). Estimations for the Brazilian regions show that the urban wage premium is not negligible (Rocha, Silveira Neto and Gomes, 2011; Cruz and Naticchioni, 2012, Silva, Santos and Freguglia, 2016, Barufi, Haddad and Neijkamp, 2016; Silva, 2017; Silva, 2017). Even controlling for regional cost of livings and other observable variables, Azzoni and Servo (2001) and Menezes and Azzoni (2006) show that the wage inequality between metropolitan regions is persistent. Other authors also show that the difference in inequality before and after control for cost of living is statistically insignificant, suggesting that higher wage returns in Brazilian Metropolitan Areas are rewarding workers for living in such more expensive areas.

Most of these analysis dealt with the effects of agglomeration at a regional scale (metropolitan region, labor market areas, etc.), which makes it impossible to understand the extent of agglomeration effects on worker productivity in the intra-urban space (Rosenthal and Strange 2003a, 2003b, Overman, 2004). Results from Rosenthal and Strange (2003a); van Soest, Gerking and van Oort (2006); Rosenthal and Strange (2008) and

Andersson, Klaesson and Larsson (2016) point that the geographic scope of the externalities of agglomeration is smaller than the size of the city (or metropolitan region). Such results are in line with those found in studies related to employment (Henderson, 2003) and knowledge spillovers that occur through innovations and patents (Jaffe, Trajtenbeg and Henderson, 1993; Audretsch and Feldman 1996; Anselin, Vargas and Acs 1997).

Labor markets are spatially limited (Glaeser, Resseger and Tobio, 2009) and follow their own dynamics. From this intrinsic characteristic, the study of the intra-urban dynamism helps reaching a better understanding of the effect of agglomeration on the wages (productivity) and the spatial distribution of jobs. Few papers in the literature discuss agglomeration and worker productivity and its attenuation over space taking intra-urban scale as the spatial unity, without assuming any price achor in advance (Rosenthal and Strange, 2003a; 2003b; van Soest et al., 2006; Rosenthal and Strange, 2008; Andersson, Klaesson and Larsson, 2016)[3].

We propose an empirical strategy that concect firm's dynamism, workers' productivity and local endowments, aiming at evaluating the effect of agglomeration and its attenuation over space. We improve Rosenthal and Strange (2008) and Andersson, Klaesson and Larsson (2016) empirical approach by using an employer-employee longitudinal database, which permits controlling for firm and worker sorting. Additionaly, we propose to identify the agglomeration effects at a finer scale. To the best of our knowledge, this has never been tried before. A grid of the Sao Paulo Metropolitan Area (SPMA) is created, whith 9,071 cells of 1 km². Such empirical strategy allows us to test for the effect of face-to-face interaction in a context of economies of agglomeration while controlling for characteristics of workers (age, gender, tenure), firms (size,), worker and firm sorting, cell fixed effects, industry-cell fixed effects and worker-firm-cell matches. To reach such finner scale of analysis, an innovative database was created.

The paper's key results are as follows. First, wages are positively related to agglomeration economies. Second, and most importantly, the urban density premium is felt more strongly in the cell where the firms are located than in their neighoborhood (first and second-order cells were tested). Thus, the findings suggest that, even at such a fine intra-urban scale, proximity matters. Thus, the results sugget that face-to-face effects taking place in the proximity of workers are more important for wage compensation than agglomeration economies determined at the city level as a whole.

This paper is organized as follows. In section 2, we present the database, the theoretical model, the econometric specification, the strategy of identification and the estimation. Section 3 presents the descriptive statistics used in the empirical application and discusses the results. We conclude in Section 4.

2. Database and Methodology

2.1. Database

Each firm legally established in Brazil has to provide annualy information regarding their employees to the Ministry of Labor (RAIS)[4]. Each registry identifies a formal working relationship (worker-establishment). The database consolidates 99% of the universe of the formal labor market and can be considered a census of formal workers. The microdata are organized in such a way that it is possible to follow the trajectory of the workersat the geographical (municipality, state), sectoral, occupational and personal level (age, tenure, gender, etc.) over time and selected information of the firms are also available. Identification markers permit to create longitudinal the employer-employee database.

[3] The New Urban Economics theoretical and empirical literature assume in advance employment concentration in the intra-urban space. Such places are labeled central business districts (in a monocentric city) or subcenters business disctricts (in a polycentric city). See Alonso (1964), Muth (1967) and Mills (1967).

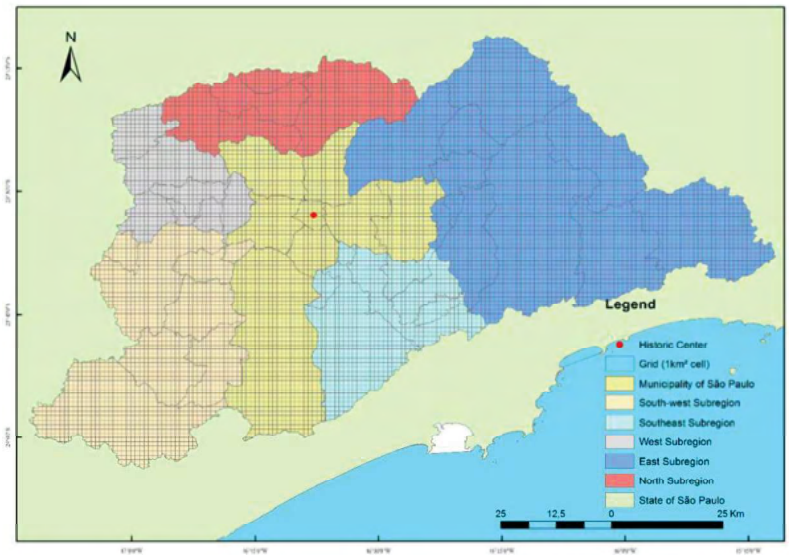
[4] RAIS – Relação Annual de Informações Sociais is a socioeconomic information report compulsorily requested to formal establishments (public and private). Firms must complete the report annually, and the Ministry of Labor is responsible for managing information (monitoring, control and dissemination), reducing risk of wage under-reporting.

The address information of the establishments is the key variable in this work, for it allows for the identification of agglomeration in the intra-urban space. Geocodification of all firms in the São Paulo Metropolitan Area was based on the street shapefile produced by the Centro de Estudos da Metropole (CEM, 2016) and World Locaton (online street shapefile) in the ArcGIS software[5].

A balanced panel for the period 2002-2014 was assembled, with individuals working for only one private[6] firm in December of each year, for more than 20 hours per week. We consider only workers with age between 18 and 65. For workers with more than one labor contract, we have ramdomly selected just one. It is a balanced panel, with the same workers observed in each year in the period. The panel data is composed of 4,573,205 observations, corresponding to an annual balanced panel with 381,785 employees, 85,072 firms and 318,076 firm-worker matches. We use the hourly wage in December of each year (properly adjusted for inflation). The variables used in the econometric model are: cycles of education (less than high school (educ1), completed high school (educ2), incomplete college (educ3), complete college and complete graduation, master and PhD (educ4)), age, age squared, tenure, tenure squared, gender, firm size, sector.

Density of employment is the variable of interest. In the empirical literature, density is considered as a physical and human work intensity normalized by physical space (area) (Ciccone and Hall, 1996). Since we use same-size cells of 1 km^2, there are no problems related to distinct area sizes, and gross and net employment density problems (McDonalds, 1987, McMillen, 2001a). Figure 1 shows the grid used in the study.

Figure 1: Metropolitan Area of São Paulo, square cells of 1km²



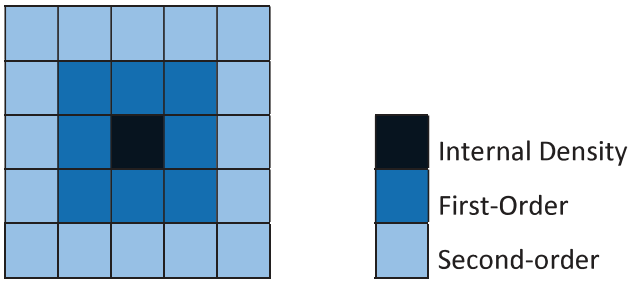
Source: own elaboration using IBGE shapefiles

We have plotted all firms on the grid and summed up the total of employees by cell. The density in the cell in which the firm is located is called internal. The neighboring cells are considered as first-order and second-order neihbors, as displayed in Figure 2.To identify the attenuation effects, we take the total employee average localized in first-order and second-order neighboors, as shown in the Figure 2.

[5] Upon request, geocoding procedure can be available.

[6] Firms in the public sector were excluded, given that wage formation is peculiar in those activities

Figure 2: Squares and Neighbors



Source: onw elaboration

2.2. Theoretical Model

This section is based on Rosenthal and Strange (2008) and Combes, Duranton and Gobillon (2008). Spatial wage heterogeneity comes not just due to agglomeration effects disparities over space, but also derives from workers differences in terms of abilities, spatial amenities and productive interactions (Roback, 1982; Gyourko and Tracy, 1991; Combes, Duranton and Gobillon, 2008). Three main sets of explanations try to explain differences in wage accross areas, according to Combes, Duranton and Gobillon (2008) – CDG, hereafter. First, such differences are related to the spatial heterogeneity in workers' skills. Workers may sort accross spatial areas and decide to suply their labor force at that location. The second associates that difference with local non-human endowments (geographical features, for exemple). The third correlates the spatial wage heterogeneity to interactions between workers or between firms that happen at specific location and shift productivity up.

In the CDG model, the wage of worker i does not depend on the location he/she is located, but it is

$$w_i = As_i \qquad (2.1)$$

Where s_i captures the worker's ability and A is labor productivity. Labor productivity depends on local endowments E_c, that affect labor productivity at local c. In this context, local wage is given as $w_c = A(E_c)$. The model implies, in equilibrium, that worker's wage i in the area $c(i)$ is given by

$$w_i = A(E_{c(i)}, I_{c(i)}, I_{c(i),k(i)})\, s_i \qquad (2.2)$$

Assuming a competitive representative firm that opperates with constant returns ($0 < b \leq 1$) using ability and labor hours of workers $l_{i,t}$ and other factors $z_{a,k,t}$ (e.g. land), and observes a productivity factor $A_{a,k,t}$ in location a and industry k in the period t, the profit maximization is given by

$$\pi_{a,k,t} = p_{a,k,t}\left[A_{a,k,t}(\textstyle\sum_{i\epsilon(a,k,t)} s_{i,t}l_{i,t})^{b}\left(z_{a,k,t}\right)^{1-b}\right] - \textstyle\sum_{i\epsilon(a,k,t)} w_{i,t}l_{i,t} - r_{a,k,t}z_{a,k,t} \qquad (2.3)$$

In equilibrium, the worker's compensation is

$$w_{i,t}{}^{*} = \frac{\partial \pi_{a,k,t}}{\partial l_{i,t}} = bp_{c(i,t),k(i,t),t}A_{c(i,t),k(i,t),t}\left(\frac{z_{c(i,t),k(i,t),t}}{\sum_{i\epsilon(c,k,t)} s_{i,t}l_{i,t}}\right)^{1-b} s_{i,t} \qquad (2.4)$$

Taking the derivative of the profit function with respect to $z_{a,k,t}$ and combining it with Equation 4.4 provides

$$w_{i,t}{}^{*} = b(1-b)^{\left(\frac{(1-b)}{b}\right)}(p_{a(i,t),k(i,t),t}\left(\frac{A_{c(i,t),k(i,t),t}}{\left(r_{c(i,t),k(i,t),t}\right)^{1-b}}\right)^{\frac{1}{b}} s_{i,t} = B_{c(i,t),k(i,t),t}s_{i,t} \qquad (2.5)$$

Where $B_{c(i,t),k(i,t),t} \equiv\ b(1-b)^{\left(\frac{(1-b)}{b}\right)}(p_{c(i,t),k(i,t),t}\left(\frac{A_{c(i,t),k(i,t),t}}{\left(r_{c(i,t),k(i,t),t}\right)^{1-b}}\right)^{\frac{1}{b}}$.

Thus, Equation 2.5 associates wages diferences over space with individual skills heterogeneity $s_{i,t}$ and with total factor productivity $A_{a,k,t}$ and/or output prices $p_{a,k,t}$ and/ or non-labor inputs $r_{a,k,t}$. These last channels are not dissociative, which means wage disparities is well determined by endowments, interations and skills, but is not possible to track down by which one. Under this impossibility, a location can face positive and negative agglomeration effects simultanously and the researcher is not able to decompose it. Then, results from the empirical econometric models just identify the net agglomeration effect (CDG, 2008).

On the labor demand side, firms allocate workers by mazimizing clearing nominal wage to workers' marginal productivity $s_{i,t}l_{i,t}$, a productivity factor $A_{a,k,t}$ and $z_{a,k,t}$. Hereafter, $z_{a,k,t}$ is assumed to be land quantity for production purposes. The reduced form for firms equilibrium condition is $C(w_{i,t}, r_{a,k,t}; A_{a,k,t}, s_{i,t})$.

On the labor supply side, real wages have to adjust mobile workers who are indiffent between locations. Although workers are paid for their marginal productivity, a plenty of empirical papers point out to the agglomeration role on workers compensation. As proposed by Rosenthal and Strange (2008), agglomeration improves worker productivity but does not affect worker utility directly. Based on Roback (1982), the problem for the representative worker, given the quantity of skill, is to choose the quantity of land $z_{a,k,t}$ for resential purposes and composite goods, subject to a budget constraint. The wage and rent payments for housing h at location c and period t is denoted by $w_{i,t}$ and $r_{c,h,t}$. The indirect utility function, V, has the usal properties and the $max\ V$ with respect to $s_{i,t}$, given skill, is assumed as amenity. The market equilibrium condition for workers is given by $V(w_{i,t}, r_{c,h,t}; s_{i,t})$.

As proposed by Rosenthal and Strange (2008), we also assume only one land rent variable for simplicity, $r_{c,t}$. Then, the equilibrium wage and land rent at location c clears land and labor markets in such a way that $w_{c(i.t)}{}^{*}$ and $r_c{}^{*}$ provide zero-profit and equal-utility curves. From the assumptions aforementioned, an increase in density will promote a shift out on the firms's profit curve over the utility curve. Such chock will impact on the equilibrium wage and land rent levels. The new equilibrium has larger values for both variables and mantains zero-profit and constant worker utility.

2.3. Econometric Specification

For the empirical tractability of Equation 2.5, we follow the CDG specification and add the extension discussed in the last subsection to the econometric specification. We assume workers ability (Equation 2.6) and productivity factor (Equation 2.7) follows

$$logs_{i,t} = X_{i,t}\varphi + \delta_i + \epsilon_{i,t} \tag{2.6}$$

$$B_{c,k,t} = \beta_{c,t} + \mu_{k,t} + A_{c,t}\rho + I_{a,k,t}\gamma_k \tag{2.7}$$

Where $X_{i,t}$ denotes a time-varying covariates matrix of workers characteristics; φ is the estimated coefficient vector; δ_i are worker fixed effects (worker pure effect); $\epsilon_{i,t}$ is a error term assumed i.i.d; $\beta_{c,t}$ is an area-year fixed effect (area pure effect); $\mu_{k,t}$ denotes industry-year fixed effect; $A_{c,t}$ is a parcel of observed local endowment (here identified by employment density); ρ is the estimated coefficient vector associated with $A_{c,t}$; $I_{a,k,t}$ represents the interaction between industry-year for each area-industry-year; and γ_k is a vector of coefficients. From the combination of the last two equation:

$$logw_{i,t} = A_{c,t}\rho + \beta_{c,t} + \mu_{k,t} + I_{a,k,t}\gamma_k + X_{i,t}\varphi + \delta_i + \epsilon_{i,t} \tag{2.8}$$

For tractability and seeking to obtain a parcimonious econometric especification, we assume that the time trend is the same for all industries and cells in the grid, resulting in less coefficients to be estimated. The final econometric approach takes into account area, industry and time fixed effects.

The CDG econometric specification faces two main limitations. First, according to Abowd, Kramarz and Margolis (1999), a wage econometric specification that controlls just for industry fixed effects would face bias estimates due to the correlation between firm and industry fixed effects. Assuming that spatial characteristics are relevant for the firm's spatial allocation, then the area fixed effects would bias estimates as well. Second, the theoretical and empirical labor literature have questions the idea of worker-firm match

as a shifter in worker productivity (Woodcock, 2008 and 2015). According to Woodcock (2008; 2015), workers in better match face lower problability to move from one job to another than workers that face a worse match. Then, the omission of worker-firm matches yields biased results. However, firms and individuals may benefit diferently from spatial labor market, depending on their skills. In this scenario, the expanded CDG econometric specification controls for firm fixed effect ψ_j and worker-firm-area match effects $\phi_{i,j,c}$.

Unlike the CDG especification, we are estimating the model using a unique stage, similar to Rosenthal and Strange (2008). Further, local endowments are decomposed into the following componets: a) employment density (urbanization economy); b) localisation economies (industry level - $S_{c,t}$); non-observed fixed heterogeneity c) the area; d) the industry-area interaction and e) worker-firm-area match. The complete version of the expanded CDG econometric specification yields

$$logw_{i,t} = A_{c,t}\rho + S_{c,t}\eta + \beta_c + \mu_{k,t} + I_{a,k,t}\gamma_k + X_{i,t}\varphi + \delta_i + \psi_j + \phi_{i,j,c} + \epsilon_{i,t} \qquad (2.9)$$

Under the assumption that $A_{c,t}$ may be decomposed into inner and outter neighbors. As with Rosenthal and Strange (2008) approach, the wage equation may be expanded as[7]

$$logw_{i,t} = A_{1,t}\rho_1 + A_{2,t}\rho_2 + A_{3,t}\rho_3 + S_{c,t}\eta + \beta_c + \mu_{k,t}\gamma_k + I_{a,k,t} + X_{i,t}\varphi + \delta_i + \psi_j + \phi_{i,j,c} + \epsilon_{i,t} \qquad (2.10)$$

As in the empirical econometric approach, we consider the semi-elasticity functional form for wages – Equation 2.10, following Rosenthal and Strange (2008), sincewe are interested in answerring by how much would an worker's wage change when a given number of workers located in the intra-urban labor market is realocated to the first-order or second-order neighbors. Estimating attenuation effect requires a linear shift in the spatial distribution of existing employment instead of imposing non-linearity distribution on the employment spatial distribution, which would give closer employment more weight than employment locate at higher distances.

2.4. Identification and etimation

Assume N^*, I, J, C and S represent the total of observations, workers, firms, grid's cells and industry in the panel data, respectively. $Q \leq SC$ is the total number of industry-cell matches ,and has dimession less or equal the number of industry-cell interactions; $M \leq NJC$ is the total number of worker-firm-cell matches; k and q represent time-varying and time-constant covariates, repectively; N_i, N_j and N_m are the total of worker i , firm j and worker-firm-cell matches m, respectively. Rewriting Equation 2.10 in matrix notation

$$y = a + B\beta + C\theta + F\psi + H\tau + L\zeta + G\phi + \varepsilon \qquad (2.11)$$

Where $y = lnw_{it}$ is a N^*x1 vector of hourly-wage log; B is a N^*x1 matrix containing time-varying covariates (workers characteristics, agglomeration and specialization variables) and time and municipality dummies; β_{kx1} is a vector of parameters; C is a N^*xN matrix containing workers indicator variables (who you are); θ is a $Nx1$ vector of worker fixed effects; F is a N^*xJ matrix containing firms indicator variables (where you work); ψ is a $Jx1$ vector of firms fixed effects; H is a N^*xC matrix containing cells indicator variables (where you are spatialy located); τ is a $Cx1$ vector of cells fixed effects; L is a N^*xSC matrix containing industry-cell indicator variables (what sector and spatial location you are) ; ζ is a $SCx1$ vector of industry-cell fixed effects; G is a N^*xM matrix containing worker-firm-cell matches (who you are, where you work and where you are spatialy located); ϕ is a $Mx1$ vector of macthes (worker-firm-cell) fixed effects, and ε is a N^*x1 vector of error terms.

The database used in this paper allows for the use of different econometric estimators, such as Pooled Ordinary Least Square (POLS), Random Effects (RE) and Fixed Effects (FE). The POLS estimator is not able to handle time-constant unobserved characteristics. In the absence of fixed effects control, omitted variable bias is present and nested in error terms ε^{POLS}. Then,

[7] For simplicity, we just expanded agglomeration into internal agglomeration and first-order neighbors agglomeration. In this paper, we test considering second-order neighbors.

$$E(\varepsilon^{POLS}|C,F,H,L,G,B) \neq 0 \quad (2.12)$$

$$E(BCFHLG) \neq 0 \quad (2.13)$$

Therefore, the estimated coefficients are biased because of orthogonality between the exogenous variable and the error term. The RE estimator is consistent if strict exogeneity $(\varepsilon^{RE}|B,C,F,H,L,G) = 0$ and $E(BCFHLG) = 0$ hold (Wooldridge, 2010). The main issue is that worker and firm sorting are unobserved characteristics and are correlated with worker's spatial concentration. Then, the RE estimatior is not suitable for our main research question.

Relaxing the strict exogeneity assumption $E(C,F,H,L,G|B) \neq 0$, the FE estimator holds. Main FE estimator's that the conditional expectation of the error term is null $[\varepsilon^{FE}|C,F,H,L,G,X] = 0$. Such an assumption is equivalent to assuming that the workers mobility is conditionally null. In other words, workers mobility may depend on observable characteristics of workers and firms and the aforementioned fixed effects, but not on error term.

For the identification of worker fixed effects, conditional covariation between worker's wage at different firms is required. Likewise, the identification of the firms effect is based on the common component of wages amongst the firm's employees, while the cell effect identification depends on workers mobility amongst areas. The match models that follow the Abowd, Kramarz and Margolis (1999) tradition do not concern about match fixed effects. According to Woodcock (2015), the omission of match effect biases the least square estimator.

The econometric specification presented in this paper expands Abowd, Kramarz and Margolis (1999)'s econometric specification by adding two match effects. The first seeks to control for the specialization economies and the second controls for any wage return improvement resulting from better association of workers, firms and space. The identification of the first match requires workers mobility amongst industry-cell matches, while the worker-firm-cell identification depends on the common component of wages amongst the triple interaction.

Additional hypotheses necessary to identify match effects are related with worker, firm and cell mobility. According to Woodcock (2015), match effect, when estimated in a one stage econometric model, is identified, since workers mobility does not depend on unobserved heterogeneity of the match. Using the FE approach, the underlying assumption is that full match, worker, firm, cell and industry-cell effects are orthogonal $E\left[\phi_{ijc}\middle|C_i,F_j,H_c,L_{sc}\right]$, where C_i is the indicator for worker i, F_j is the indicator for firm j, H_c is the indicator for cell c and L_{sc} is the indicator for industy-cell interaction sc. However, an orthogonal math effect is identified whenever the corresponding worker, firm and cell are identified in a model without match effects (worker fixed model, firm fixed model, cell fixed model). Although the last hypothesis is strong, the full match effect omission biases the estimation of $\beta, \theta, \psi, \tau$ and ζ.

Under the FE estimator assumptions aforementioned and assuming conditions from Equation 2.12 and Equation 2.14 do not hold, Feaseble Generalized Least Square (FGLS) is a suitable estimator to Equation 2.10 (Wooldridge, 2010). Thus, the FE method is applied in this paper, as usual in the Agglomeration Economy and Labor Economics empirical literature. The main empirical contribuition is related to controlling for a set of fixed effects (worker, firm, cell, industry-cell interaction and full match). In a FE approach, time-constant control variables (gender, age and sectorial economic activity) are dropped out of the main econometric specification (Wooldridge, 2010).

FE models can be estimated considering two approaches. Firstly, within transformation considers intragroup transformation (per individual), eliminating time-constant unobserved characteristics by intra-groups (Wooldridge, 2010). Abowd, Kramarz and Magnolis (1999) tackled the problem for two high-dimensional fixed effects in a linear regression problem. The second approach considers Abowd, Kramarz and Magnolis (1999)'s expansion approach by using fixed-point interactions, while controlling the set of fixed effects. In practice, this approach takes into account all intergroup variability by adding to the set of regressors some dummy variables that absorb group-specific heterogeneity (Guimarães and Portugal, 2010). Comparatively, the second approach demands less computational capacity, especially in the face of

linear estimates with large fixed effects (Guimarães and Portugal, 2010). Due to the high size of fixed effects to be estimated in this paper, the second approach is chosen.

On the interactive approach of fixed effects, instead of adding the fixed effects explicitly and covariates in a single matrix, Guimarães and Portugal (2010) propose the partition between time-varying covariates B and dummies D matrices. Correia (2014) developed an algorithm for Stata software, following Guimarães and Portugal (2010) and Gaure (2013)[8]. The algorithm generalizes the approach of within transformation thanks to the iterated application of the Frisch-Waugh-Lovell theorem (FWL). FLW therorem establishes the possibility of partitioning the estimation by regressing y and each B component against a dummy set (D) and then regress y residuals against B residuals. Therefore, the solution of the problem envolves estimations of linear equations, such as

$$\beta = (B'B)^{-1}(B'(y - C\theta - F\psi - H\tau - L\zeta - G\phi) \quad (2.14)$$

$$\theta = (C'C)^{-1}(C'(y - F\psi - H\tau - L\zeta - G\phi) \quad (2.15)$$

$$\psi = (F'F)^{-1}(F'(y - C\theta - H\tau - L\zeta - G\phi) \quad (2.16)$$

$$\tau = (H'H)^{-1}(H'(y - C\theta - F\psi - L\zeta - G\phi) \quad (2.17)$$

$$\zeta = (H'H)^{-1}(H'(y - C\theta - F\psi - H\tau - G\phi) \quad (2.18)$$

$$\phi = (H'H)^{-1}(H'(y - C\theta - F\psi - H\tau - L\zeta) \quad (2.19)$$

Therefore, according to Guimarães and Portugal (2010), the interaction between this set of equations provides the exact solution using OLS. Under suspicion of heteroscedasticity, the model can be estimated considering the FGLS estimator.

3. Results

This section presents the sample characteristics and the estimates of the influence of agglomeration on wages.

3.1. Summary statistics

Table 1 presents the first and second moment of the distribution of non-categorical variables, as well as maxima and minima. In order to capture the real effect of the wage differential, the wage variable deflated by the Consumer Price Index (IPC-Fipe) calculated by the Foundation for Economic Research (Fipe) was used at 2014 prices for SPMA. Somehow, such an inflationary correction, reduces the effect of the cost of living in the metropolitan area. Thus, the average hourly wage of the formal worker in the sample is R$ 14.69. The average age of the worker is 39 years, given the pre-selection of workers between 18 and 65 years. In relation to the tenure period, measured in months, the average tenure is 111 months, with a high dispersion.

Table 1 – Descriptive statistics of the non-categorical variables

Variável	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
Ln(hourly wage)	1.97	1.198	-2.85	6.74
hourly wage	14.69	24.262	0.058	845
Internal density (emp)	10,671	14,104	1	115.546
First-order density (wemp)	7,235	7,815	0	44.642,38
Second-order density (w^2emp)	6,112	5,954	0	26.821,5
tenure	111.24	83.26	0	598.9
tenuere²	19,307	26,516	0	358,681
Age	39.10	9.05	18.00	65
Age²	1,610	731	324	4,225
Specialization Index	1	1.1383	0.00013	14

[8] Correia (2014)'s algorithm in Stata 14.2 software is used . In Stata 14.2, the command can be found as reghdfe.

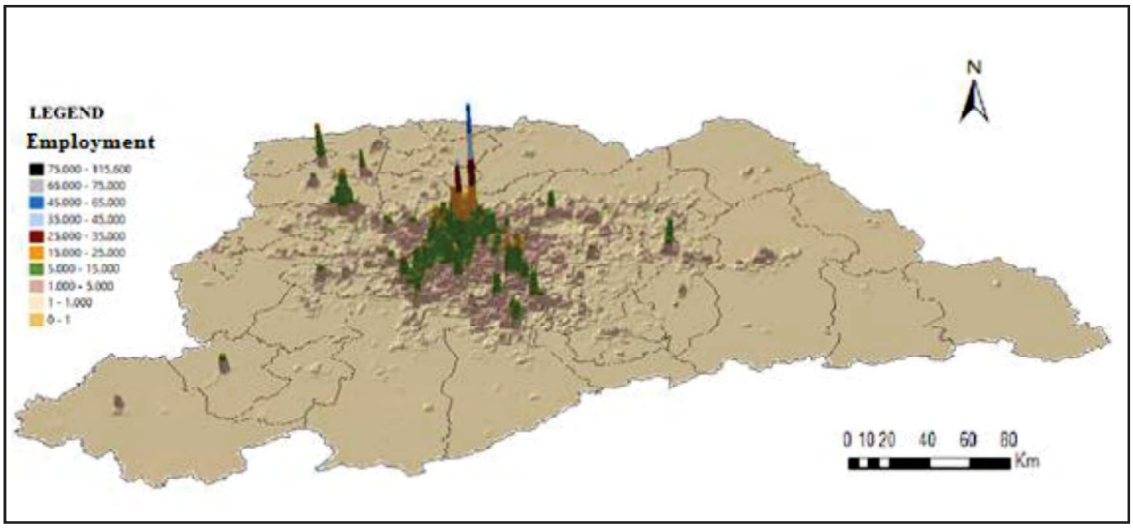
Source: own elaboration based on data from RAIS (2002-2014)

Focusing on the wage structure and considering categorical variables related to the employee, it is possible to examine the income of workers in the formal labor market in the SPMA. Table 1 shows that male workers are the majority in the database, reaching the share of 63% of the total of individuals. In addition, they earn 12% more when compared to the average received by the women (R$ 13.62). We observe a pattern of growth of the average wage as a function of the level of schooling of the individuals. Workers in the category 1 (educ1) have the lowest average hourly wage, around R$ 7.26 (and represent 40% of the total employee in the database). Individuals with at least undergaratuation degree, educ4, earn an average salary of R $ 31.94. The average wage for workers with complete high school degree (educ2) is R$ 10.87, while those with incomplete undergraduation degree earn, on average, R $ 16.76 (educ3).

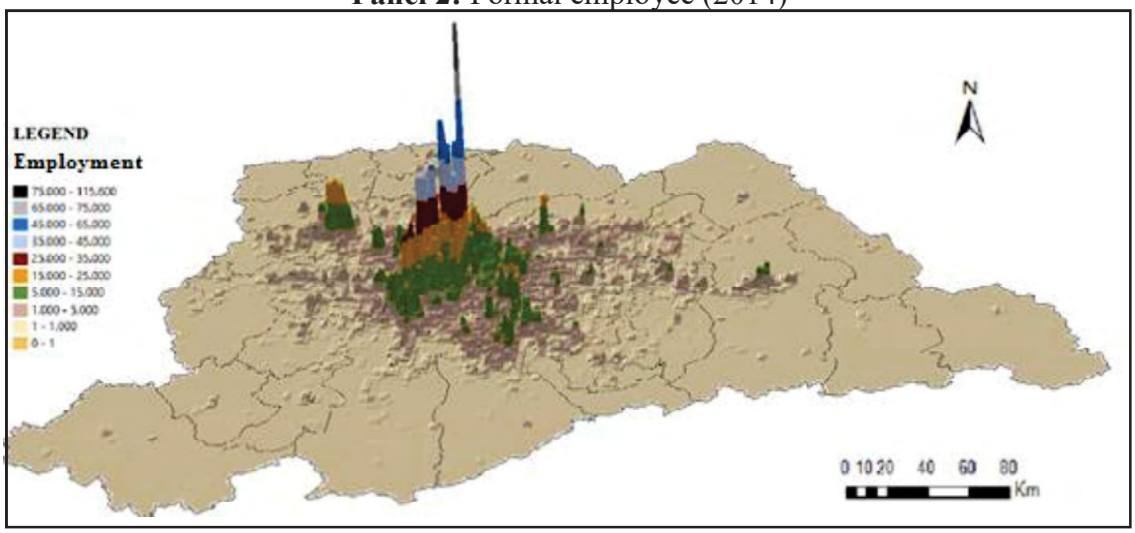
The average salary increases according to the age of the workers, but the growth is more accentuated with each change of age group (initial categories) and smaller growth for individuals that make up the higher age groups (40-49 and 50-65 years old). The tenure is another relevant characteristic of the worker in the labor market; however, it presents a little obvious distribution in relation to the average wage, as can be seen in Table 3.

The intra-urban variance across grids' squares is substantial for the identification of agglomeration effect. Some neighborhoods show high density whereas while other areas are sparce. Such spatial employment concentration is well know in the literature as subcenter business district (SBD) and/or central business center (CBD). To illustrate this, Figure 2 shows density of 1 km² in the SPMA for 2002 and 2014 years.

Figure 4: Spatial distribution of formal employee in the SPMA
Panel 1: Formal employee (2002)



Panel 2: Formal employee (2014)



Source: own elaboration based on data from RAIS (2002) – Panel 1 – e RAIS (2014) – Panel 2.

The maps indicate that the capital city (Municipality of São Paulo - MSP), Barueri city and the ABCD region are clusters with the highest employment density, where the central area and part of the west and east zones of the MSP are characterized as the main SBD of the SPMA. Table II shows a high variance of the concentration of jobs in the intra-urban area.

In relation to the agglomeration variable, the average of internal agglomeration is of 10,671 employees per cell. The values decrease when the average agglomeration of the first and second order neighbors are considered. They represent 68% and 57% of average internal aglomeration valule, respectively. Table 2 presents the correlation matrix among ln (hourly wage) and the agglomeration variables (internal and neighbors density). As can be noticed, the farther the worker is from the agglomeration, the less correlated his wage is with the agglomeration effect.

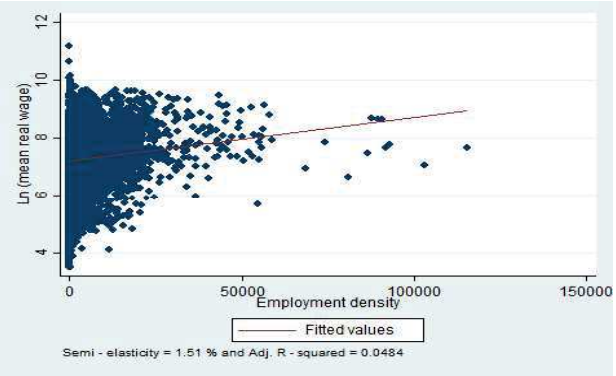
Tabela 2: Wage matrix correlation between wage and employment

Variáveis	ln(hourly wage)	Internal Density	First-order Density	Second-order Density
ln(hourly wage)	1			
Internal Density	0,1430	1		
First-order Density	0,1332	0,7407	1	
Second-order Density	0,1274	0,6820	0,8913	1

Source: own elaboration based on data from RAIS (2002-2014)

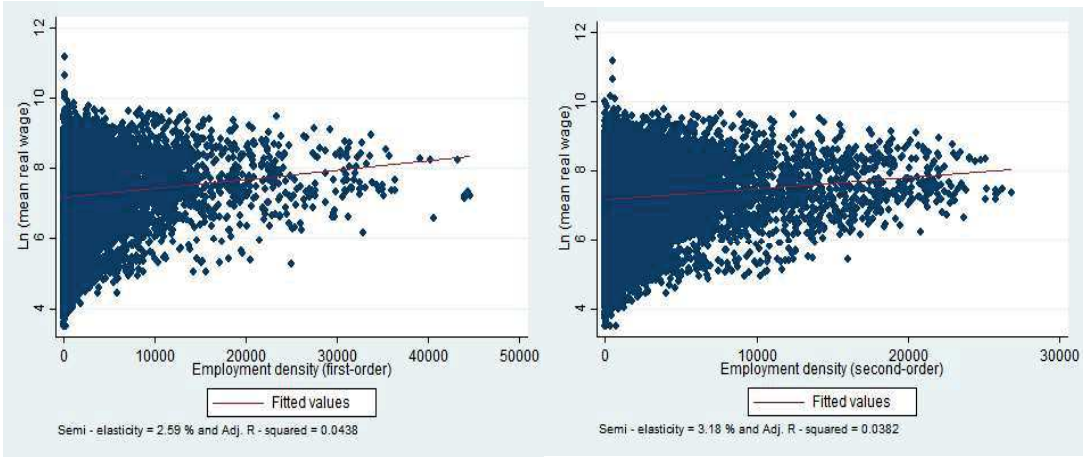
Figur 3 shoes the regression of ln (hourly wage) on each agglomeration variable and ploting on a two-way graphic, showing a positive relation between them. However, the attenuatation effect is not clearly. To get a sense of magnitute, the presented employment densities were normalized by 100,000. Then, Figure 3 presents semielasticity of 1.5%, while in Figure 4 (Panel I and Panel II) the values are 2.59% and 3.18%.

Figure 3: Average wage and internal aglomeration density



Source: own elaboration based on data from RAIS (2002-2014)
Note: wage expressed in constant 2014 prices (IPC-Fipe)

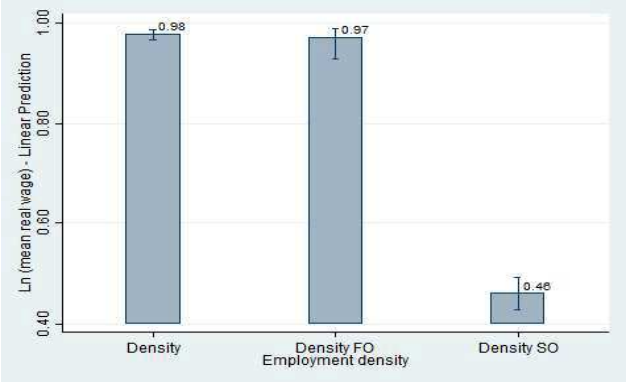
Figure 4: Average wage and internal aglomeration density
Panel I: First-order density **Panel II:** Second-order density



Source: own elaboration based on data from RAIS (2002-2014)
Note: wage expressed in constant 2014 prices (IPC-Fipe)

To capture the aggregate effect of total clusters (internal employment density, first- and second-order neighbors) on wages, we estimate a multivariate linear regression (OLS). Figure 5 shows the marginal effects of agglomeration expansion (normalized for every 100,000 workers). It is noted that the relation of the agglomeration in the space suggests a wage attenuation relationship. In terms of magnitude, the estimated coefficients are reduced when comparing the last semi-elasticities to those calculated above (Figure 3 and Figure 4).

Figure 5: Average wage and internal aglomeration density



Source: own elaboration based on data from RAIS (2002-2014)
Note: coeficients derived from a multivarate OLS regression

When analyzing the characteristics of the firms and their relation in the average wage of the individuals, it is observed that the larger firms (in terms of total employment) pay higher wages. Firms with more than 1,000 employees pay 3 times then firms with up to 4 employees. This result is compatible with estimates of the wage equation for the Brazilian labor market (Freguglia and Procópio, 2013, Silva, 2017). The commercial and real estate management sectors have higher concentration of workers (19% of total observations), followed by retail trade (12%) and medical, dental and veterinary services (9%) sectors. The highest average hourly wage is associated with activities in the financial sector.

Table 3: Wage and total of workers in the formal labor market by selected characteristics

Variables	**Mean (Wage)**	**Std. Dev. (Wage)**	**Obs.**	**Particip.**
Gender				
Male	15,324	25,5681	2.876.861	63%
Female	13,623	21,8282	1.696.357	37%
Education				
educ1	7,24	9,198	1.813.489	40%
educ2	10,87	14,086	1.432.227	31%
educ3	16,76	23,609	257.504	6%
educ4	31,94	39,503	1.069.985	23%
Age (years)				
18-24	3,34	4,402	194.613	4%
25-29	8,29	12,020	514.940	11%
30-39	13,68	21,001	1.735.550	38%
40-49	17,36	27,636	1.481.902	32%
50-65	19,80	31,501	646.226	14%
Tenure (months)				
1⊢12	13,27	23,42	368.572	8%
12⊢24	12,13	22,87	304.921	7%
24⊢36	11,08	21,13	295.761	6%
36⊢48	11,43	21,26	279.991	6%
48⊢60	10,84	20,13	267.474	6%
60⊢72	10,53	18,91	259.318	6%
72⊢84	12,32	21,57	250.057	5%
84⊢96	13,94	23,27	244.406	5%
≥ 96	17,38	26,24	2.302.718	50%
Firm Size (number of employee)				
1⊢5	6,63	10,25	232.441	12%
5⊢10	7,858	11,84	411.692	8%
10⊢20	10,07	16,84	410.991	8%
20⊢50	11,76	19,77	631.733	13%
50⊢100	13,62	22,79	498.796	10%
100⊢250	16,38	26,11	622.824	13%
250⊢500	18,28	27,77	549.298	11%
500⊢1000	18,5	27,98	437.052	9%
≥ 1000	20,18	30,19	778.378	16%
Economic Sectorial Activity				
Trade, real estate management, securities	12,94	23,88	884.546	19%
Agriculture, forestry, extractive	15,41	31,56	4.511	0%
Food and beverage	9,59	19,08	223.497	5%

Accommodation and food Service	14,5	24,67	243.750	5%
Rubber, tobacco and leather	10,71	18,92	63.291	1%
Wholesale trade	16,53	28,28	231.873	5%
Retail trade	9,58	17,88	558.412	12%
Eletronics and communication	14,86	23,12	78.604	2%
Education	20,32	28,00	287.380	6%
Mineral extraction	22,33	40,42	4.772	0%
Footwear industry	6,96	10,17	5.757	0%
Mechanical industry	17,42	24,30	147.347	3%
Metallurgical industry	11,69	15,96	189.485	4%
Chemical industry	17,3	26,92	311.788	7%
Textile industry	8,6	14,58	131.829	3%
Financial Institution	26,52	36,30	255.661	6%
Wood and furniture	13,49	25,61	6.192	0%
Transport equipment industry	22,3	27,00	236.191	5%
Doctors, dentists and veterinary services	12,57	18,70	428.759	9%
Nonmetallic Mineral Industry	11,06	15,16	36.101	1%
Paper and Printing	17,16	25,71	135.314	3%
Transportation service	13,25	20,21	108.145	2%
Observation (N x T)			4.573.205	100%

Source: own elaboration based on data from RAIS (2002-2014)

The identification of fixed effects (individual and firms) depends on worker mobility and firms among different nesting groups. In order to identify the fixed effects of individuals a portion of these workers must move between firms and cells, while to identify fixed unobserved characteristics of firms it is necessary that a portion of the firms move between cells. Table 4 provides information on these mobilities. Worker mobility among firms represents 15% of the total base workers and between cells, 17% of the total. Firm mobility is lower, reaching 3% of the total number of workers. These plots report that over the period 2002-2014, workers changed firms and cells and that firms moved over the metropolitan area of São Paulo. On the workers who moved, it is noted that the average salary-hours are relatively lower than the average salary of the complete database.

Table 4: Employee and Firm Mobility

	Mean (Wage)	**Std. Dev. (Wage)**	**Obs.**	**Particip.**
Firm mobility				
Between cells	6.24	14,445	11,345	10%
Total of firms (yearly)			112,400	100%
Employee mobility				
Between firms	9.07	19,870	53,265	11%
Between cells	9.36	19,619	60,276	13%
Total of employee (yearly)			351,785	100%

Source: own elaboration based on data from RAIS (2002-2014)
Note: The total of observations of mobility is the anual mean

3.2. Attenuation effects on workers' hourly wage

Table 5 brings the results for the direct intra-urban (captured by internal density) and spatial wage premiums, using the model granted in Equations 2.10 as baseline (Full Model). However, we also stress each fixed effect on agglomeration (POLS, Worker Fixed Effect (W-FE), Firm Fixed Effect (F-EF), Cell Fixed Effect (C-FE), Industry-Cell Fixed Effect (IC-FE), Match Fixed Effect (M-FE), Individual and Firm

Fixed Effect (IF-FE), Individual, Firm and Cell Fixed Effect (IFC-FE), Individual, Firm, Cell and Industry-Cell Fixed Effect (IFCIC-FE)).

Table 5: Agglomeration and Attenuation Estimations

Variables	POLS	W-FE	F-FE	C-FE	IC-FE	M-FE	WF-FE	WFC-FE	WFIC-FE	Full Model
Emp	0,068	0,066	0,092	0,034	0,064	0,041	0,071	0,079	0,068	0,039
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Wemp	0,276	-0,027	-0,084	0,103	0,066	-0,140	-0,093	-0,062	-0,061	-0,109
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
W²emp	0,021	-0,147	-0,212	-0,461	-0,457	-0,143	-0,178	-0,241	-0,217	-0,232
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Municipality	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes

Source: own elaboration based on data from RAIS (2002-2014). All estimated models include control for workers' characteristics (tenure, tenure², and education cycles) and firms' characteristics (firm size, specialization index). Only POLS estimation considers gender, age, age² and industry sector variables, due to time-constant characteristics over years.

Column 1 (Table XX) shows the estimation results considering the POLS estimator. The direct effect (DE) – internal effect - estimate suggests that an increase of around 100,000 workers at the location raises wages by 0.068% (DE-POLS) at that location. The indirect first-order effect (FOE) – first order effect - suggests a positive effect approximately 0.28% on the cells immediately around the location; the indirect second-order effect (SOE) has also a positive effect of about 0.02%.

In Column 2, which includes estimates derived from Equation 2.10 by assuming $\beta_c = I_{a,k} = \psi_j = \phi_{i,j,c} = 0$ (W-FE model), the direct intra-urban wage premia reduces from around 4% when compared to the POLS estimation. In relation to FOE and SOE the intra-urban wage premia also faced heavy decresing estimates when comparing with the same coefficients estimated by POLS. The estimates imply that a 100,000 increase in the internal agglomeration is associated to a wage preamium roughtly 0.067%, while FOE and SOE showing a descreease of about -0.027% and -0.147%, respectively.

The results presented in Column 3 are estimated controlling for firm fixed effects only ($\beta_c = I_{a,k} = \delta_i = \phi_{i,j,c} = 0$). The attenuation behavior of the agglomeration effect – DE- remains, however with a larger magnitude when compared to POLS and WFE-FE. However, when we focus on the FOE and SOE coefficients, the attenuation effects present higher drops. Thus, controling for firms' heterogeneity non-observed sorting is less correlated to DE when compared to FOE and SOE.

In Column 5, the econometric approach takes into account the cell effect only ($I_{a,k} = \delta_i = \psi_j = \phi_{i,j,c} = 0$). The results sugest a high correlation between internal agglomerantion and time-constant characteristics of the cells, resulting in a intra-urban wage premium of roughtly 0.034% (direct effect) and FOE and SOE of 0.10 and -0.46, respectively. Clearly, controlling for cell fixed effects alone do not result in a attenuation behavior of agglomeration effects. A negative effect is observed in the outter ring of neighbors. Concerning the time-constant economies of specialization ($\beta_c = \delta_i = \psi_j = \phi_{i,j,c} = 0$), the decreasing effect of agglomeration economies with distance can be observerd in Column 6. The results derived from the IC-FE model provide a 7% smaller direct effect of agglomeration on wages when compared with the intra-urban wage estimated by POLS. The coefficients that capture attenution are clearly smaller as well. However, FOE is posivite while SOE is negative.

Considering the M-FE model, which controls for the match only ($\beta_c = I_{a,k} = \delta_i = \psi_j = 0$), the results also underline the attenuation effect – see Column 7. The intra-urban wage premium is of roughlty 0.041%, 40% smaller than the same effect estimated by POLS. FOE presents the smaller decrease related to POLS than any other econometric model, and SOE is close to latter estimated coefficient. Controlling for worker and firm sorting alone ($\beta_c = I_{a,k} = \phi_{i,j,c} = 0$), the direct effect on wages is 5% higher than in DE-POLS.

Both coefficients of interest are negative, and FOE is higher than SOE, characterizing the attenuation behavior. Columns 8 and 9 present decreasing trends of agglomeration in function of distance. Estimates from Column 8 consider the WFC-FE model ($I_{a,k} = \phi_{i,j,c} = 0$) and Column 9 adds industry-sector fixed effects ($\phi_{i,j,c} = 0$). FOE from both specifications is so close when comparing one each other and so are the SOE effects. Greatter difference is observed in the direct effect.

Many econometric approaches used in the empirical literature focused on urban wage premia have only controlled for worker and firm fixed effects simultaneously, or separately. However, as shown above, such kind of econometric specifications face omitted variable problems. The same happens when controls for area, industry-area interaction and their combinations with worker and firm sorting. We estimated such partial models as an empirical exercice to capture the bias path. As noticed, cell and match fixed effects have larger correlation with economies of agglomeration. It suggests that spatial characteristics are inherently related to worker productivity, providing better contitions for firms and workers as well. The worker-firm-cell match amplifies worker productivity, as noticed, and such match may be taken as a shifter of worker's productivity. All of patial estimations overestimate the direct effect of intra-urban wage. The FOE and SOE do not have a general pattern of estimated coeficients. W-FE shows smallest absolute effects amongst all FOE estimated, while WFC-FE provides the smallest estimated coefficient for SOE. Expecpt for C-FE and IC-FE models, all specifications suggest an attenuation behavior of agglomeration economies in the SPMA.

Column 10 presents the benchmark specification. The agglomeraraion effects attenuate over space as distance increases. The estimated DE coefficient is 0.039%, is smaller than the estimates from all of preceding models, except C-FE. This suggests that ommited fixed effects overestimate internal agglomeration effects on wages. The effect measured by first-order employment density is negative and presents intra-urban wage premia decreasing of roughtly -0.108%. Second-order employment also presents negative effects on workers' wage by reducing it around -0.232%. Although not included in the table, all control variables presented the expected signs and significance[9].

From all estimates, two patterns stand out. First, internal agglomeration is positively related to wages. Second , and more important, the effect of agglomeration declines sharply with distance, even controlling for a set of fixed effects. The effect of moving from the internal cell to the first order neighbors is stronger than the effect from the first to the second order effect. Such pattern does not come out when POLS and C-FE spefication are used. All higher order neighbors present less agglomeration effect relatively to its own smaller order neighbors. Additionaly, and more important, these results suggest that the bias from ommited time-constant unobserved characteristics overestimate the agglomeration role in the intra-urban context.

4. Final Remarks

This paper discusses the extension of the agglomeration effect by questioning how far it goes. Unlike neoclassical urban economics models, we do not impose exogenous business center (CBD) or discuss about sub-center districts (SBD) and their impacts on wages. On the contrary, we estimate wage gradients (attenuation effects) by creating one of the finer employment agglomeration measures over the Metropolitan Area of São Paulo, dismissing any price anchor in the intra-urban context – CBD or SBD.

Methodologicaly, we propose an econometric specification to deal with the economies of specialization, workers and firms sorting, area fixed effect and match fixed effect. Such time-constant nonobserved characteristics are able to improve workers' productivity and may bias the intra-urban wage premia and the attenuation effect. In this way, our empirical model is more robust than Rosenthal and Strange (2008) and Andersson, Klaesson and Larsson (2016) in terms of the econometric approach.

Even controlling for a different set of time-constant unobserved characteristics, our analysis provide evidence of the intra-urban wage premia and non-isotropic agglomeration effects ove the SPMA area. Silva (2017) estimated urban wage premia to Brazil as a whole and did not find any effect of agglomeration after controlling for worker-firm fixed effects. Our results suggest that agglomeration economies survive even

[9] Control variables are not presented, but all results may be available by request.

for workers who benefit from good matches. Shortly, even with agglomeration effects captured by fixed effects, the employment density is strong enough to increase workers' productivity.

The magnitude of these effects is economically important and provides insight the about city landshape. First, if 100,000 workers are added in the first-order neighbors, it affects the wages of worker located in the internal square negatively by an order of roughly -0.10%. Endowing second-order neigbors with the same amount also has negative effects, reducing it by about -0.23%. However, introducing the same 100,000 workers to the internal cell will increase the wage by 0.039% in that cell. The opportunity cost is higher in outter neighborhoods than in the inner ones. Second, from the attenuation results, the optimal city landshape requires concentrating employment in sub-center districts, as proposed by the Alonso (1964), Muth (1967) and Mills (1967) canonicals models.

As this paper is a working paper, futher analysis is required. We are totaly aware of possible endogeneity that may affect our main results, as discussed in the empirical literature (Ciccone e Hall, 1996; Mion e Naticchioni, 2005; Rice et al., 2006; Combes et al., 2008a; Combes et al., 2008b; Rosenthal and Strange, 2008). We are still working on it by looking for time-variant instruments, given that we are controlling for cell fixed effects.

5. References

ABOWD, J. M.; KRAMARZ, F.; MARGOLIS, D. N. High wage workers and high wage firms. Econometrica, v. 67, n. 2, p. 251-333, 1999.

ALONSO, W. (1964). Location and Land Use. Cambridge: Harvard University Press.

ANAS, A.; KIM, I. General equilibrium models of polycentric land use with endogenous congestion and job agglomeration. Journal of Urban Economics, v. 28, p. 318-325, 1996.

ANSELIN, L.; VARGA, A.; ACS, Z.. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations. Journal of Urban Economics 42, 422–448, 1997.

AUDRETSCH, D. B., FELDMAN, M. A. R&D spillovers and the geography of innovation and production. American Economic Review, vol. 86, p. 630-640, 1996.

AZZONI, C.; SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2001.

CICCONE, A.; HALL, R. E. Productivity and the density of economic activity. **American Economic Review**, v. 86, p. 54-74, 1996.

COMBES, P. P.; DURANTON, G.; GOBILLON, L. Spatial wage disparities: Sorting matters! Journal of Urban Economics, v. 63, n. 2, p. 723–742, 2008.

COMBES, P. P; GOBILLON, L. The empirics of agglomeration economies. Institute for the Study of Labor. Discussion Paper No 8550, 2014.

CORREIA, S. Explanation of the HDFE iteration with 3 FEs (Mimeo). Duke University, 2014. Retrieved from https://raw.githubusercontent.com/sergiocorreia/reghdfe/master/docs/explanation.pdf

CRUZ, B. O.; NATICCHIONI, P. Falling urban wage premium and inequality trends: evidence for Brazil. **Inverstigaciones Regionales**, v. 24, p. 91-113, 2012.

DURANTON, G.; PUGA, D. Micro-foundations of urban agglomeration economies. In: Henderson, j. v., Thisse, J.F. (Eds.) **Handbook of Regional and Urban Econimics**, v. 4. Amsterdam: North –Holland, p. 2063-2117, 2004.

DURLAUF, S. N. Neighborhood effects. Handbook of Regional and Urban Economics, v. 4, p. 2173-2242, 2004.

FREGUGLICA, R. S.; PROCÓPIO, T. S. Efeito 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, 2013.

FUJITA, M., e OGAWA, H. Multiple Equilibria and Structural Transition of Non- Monocentric Urban Configurations. Regional Science and Urban Economics, v. 12, n. 2, p. 161–191, 1982.

GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. Non-market interactions: National Bureau of Economic Research, 2000.

GLAESER, E.; RESSEGER, M.; TOBIO, K. Inequality in cities. **Journal of Regional Science**, vol. 49, n. 4, p. 617-646, 2009.

GLAESER, E.; RESSEGER, M.; TOBIO, K. Inequality in cities. **Journal of Regional Science**, vol. 49, n. 4, p. 617-646, 2009.
GLAESER, E; MARÉ, D. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.
GUIMARÃES, P.; PORTUGAL, P. A simple feasible alternative procedure to estimate models with high-dimentional fixed effects. **The Stata Journal**, v. 10, n. 4, p. 628-648, 2010.
HADDAD, E. A.; BARUFI, A. M. B. From rivers to roads: spatial mismatch and inequality of opportunity in urban labor market of a megacity. **Habitat International**, v. 68, p. 3-14, 2017.
HARTIWICK, P. G.; HARTIWICK, J. M. **Efficient resource allocation in a multinucleated city with intermediate goods**. Quartely Journal of Economics, v. 88, p. 340-352, 1974.
HENDERSON, J. V. Marshall's scale economies. **Journal of Urban Economics**, v. 53, p. 1-28, 2003.
JACOBS, J. The Economy of Cities. New York: Vintage, 1969.
JEFFE, V.; TRAJTENBERG, M.; HENDERSON, R. Geographic localization of knowledge spillovers. Quarterly Journal of Economics, v. 108, p. 577-599, 1993.
LAVETTI, K.; SCHMUTTE, I. M. Estimating compensating wage differentials with endogenous job mobility.
MARSHALL, A. **Principles of Economics**. 8th ed. London: Macmillan, 1920.
MCDONALD, J. F. The identification of urban employment subcenters. *Journal of Urban Economics*, v. 21, pp. 242.258, 1987.
MCMILLEN, D. P. Nonparametric employment subcenter identification. Journal of Urban Economics, 50, 448-473, 2001.
MELO, P. C.; GRAHAM, D. J.; NOLAND, R. B. (2009). A meta-analysis of estimates of urban agglomaration economies. Regional Science and Urban Economics, v. 39, n. 3, p. 332-342.
MENEZES, T.; AZZONI, C. Convergência de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras: custo de vida e aspectos de demanda e oferta de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 36, n. 3, p. 449-470, 2006.
MILLS, E. S. (1967). ''An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area,'' American Economic Review 57(2), May, 197–210.
MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.
MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO – MTE. Relação Anual de Informações Sociais – RAIS e Cadastro Geral de Empregados e Desempregados – CAGED. Brazilia: MTE, SPPE/DES/CGET, 2010.
MION, G., NATICCHIONI, P. The spatial sorting and matching of skills and firms. Canadian Journal of Economics, vol. 42, n. 1, p. 28-55, 2009.
MUTH, R. F. (1969) Cities and Housing. Chicago: University of Chicago Press.
OVERMAN, H. (2004) Can we learn anything from economic geography proper?, Journal of Economic Geography 4, 501–516.
RICE, P.; VENABLES, A. J.; PATACCHINI, E. Spatial determinants of productivity: analysis for the regions of Great Britain. Regional Science and Urban Economics, v. 36, n. 6, p. 727-752, 2006.
ROCHA, R. M.; SILVEIRA NETO, R. M.; GOMES, S. M. F. P. O. Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilidosos? Uma análise para as cidades brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 42, n. 4, p. 675-695, 2011.
ROSENTHAL, S. S., STRANGE, W. C. Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. Handbook of Regional and Urban Economics, v. 4, p. 2119-2171, 2004.
ROSENTHAL, S. S., STRANGE, W. C. Geography, industrial organization and agglomeration. Review of Economics and Statistics, vol. 84, p. 377-393, 2003a.
ROSENTHAL, S. S.; STRANGE W. C. The attenuation of human capital spillovers, Journal of Urban Economics, v. 64, p 373–389, 2008.
SILVA, D. L. G. Economias de aglomeração e heterogeneidade de trabalhador e firma na determinação de salários no Brasil. **PhD Dissertation** presented to Economics Department, University of São Paulo. São Paulo, 2017.
SILVA, D. L. G.; SANTOS, G. F.; FREGUGLIA, R. S. Distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os retornos à educação no Brasil entre 1995 e 2008. **Pesquisa e Planejamento Econômico,** v. 46, n. 2, p. 7-46, 2016.

VAN SOEST, D., GERKING S.; VAN OORT F. G. (2006) Spatial impacts of agglomeration externalities, Journal of Regional Science 46, 881–899.
WOODCOCK, S. Match effects. Research in Economics, v. 69, p. 100-121, 2015.
WOODCOCK, S. Wage differentials in the pres3ence of unobserved worker, firm, and match heterogeneity. Labour Economics, v. 15, p. 771-793, 2008.
WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross section and panel data. Cambridge: Massachusetts Institute of Techonology – MIT Press, 2010.

Access to infrastructure and poverty in Brazil: perspectives of public policies in a contextual approach

Acesso à infraestrutura e pobreza no Brasil: perspectivas de políticas públicas em uma abordagem contextual

Victor Medeiros[1]
Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira[2]

Abstract: The present study aims to infer about the impacts of access to infrastructure on poverty reduction in Brazil. In order to reach the proposed objectives, logistic hierarchical models are estimated in order to capture the heterogeneous effects of the infrastructure on poverty according to the municipal and domiciliary characteristics. The results indicate positive effects of access to infrastructure on poverty reduction, which are reinforced in municipalities with a higher proportion of individuals living in rural areas as well as working in the agricultural sector, higher Gini Index, higher population and lower fertility rate.

Key words: access to infrastructure; poverty; multilevel approach.

Resumo: O presente estudo tem como objetivo inferir sobre os impactos do acesso à infraestrutura sobre a redução da pobreza no Brasil. Para se alcançar os objetivos propostos, estima-se modelos logísticos hierárquicos buscando captar os efeitos heterogêneos da infraestrutura sobre a pobreza de acordo com as características municipais e domiciliares. Os resultados obtidos indicam efeitos positivos do acesso à infraestrutura sobre a redução da pobreza, os quais são reforçados em municípios com maior proporção de indivíduos residentes em zona rural bem como trabalhando no setor agrícola, maior Índice de Gini, maior população e menor taxa de fecundidade.

Palavras-chave: acesso à infraestrutura; pobreza; abordagem multinível.

Classificação JEL: H54; I38; 018.

[1] Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia do Cedeplar/UFMG.
[2] Professora do Departamento de Economia da UFMG e do Cedeplar/UFMG.

1. Introdução

A importância atribuída ao desenvolvimento da infraestrutura econômica– definida como rodovias, ferrovias, portos e aeroportos, energia elétrica, petróleo e o gás natural, biocombustíveis, nas tecnologias de informação e comunicação e nos serviços de saneamento básico– tem sido amplamente destacada desde o estudo pioneiro feito por Aschauer (1989). Estudos demonstram, majoritariamente, papel positivo da infraestrutura sobre o crescimento do produto, via aumento da produtividade dos fatores de produção e diminuição dos custos de produção e transação.

No entanto, pouco tem sido dito sobre a relação entre o acesso aos serviços de infraestrutura e a redução da pobreza. Como argumenta Ravallion (2004), não necessariamente maior crescimento é acompanhado por diminuição da pobreza, especificidade a qual ocorre quando o crescimento é seguido por aumento na desigualdade de renda.

De acordo com Ali e Pernia (2003), a expansão do acesso aos serviços básicos de infraestrutura traria melhores perspectivas de emprego e salário para os pobres (canal direto), via seu efeito positivo sobre a produtividade agrícola e não agrícola. O canal indireto, por sua vez, diz respeito ao fato de que, ao impulsionar a atividade econômica, os ganhos de produtividade e emprego impulsionam o próprio processo de crescimento econômico, gerando um ciclo virtuoso de expansão da renda e redução da pobreza.

Willoughby (2004) e, posteriormente, Jerome (2011), propõem outros canais pelos quais os efeitos da infraestrutura sobre a pobreza podem ser transmitidos. Com base nos "Objetivos de desenvolvimento do Milênio", propostos pela Cúpula do Milênio das Nações Unidas (ONU) de setembro de 2000, os autores ressaltam a essencialidade dos bens de infraestrutura para o desenvolvimento humano. A importância dos descritos serviços não estaria ligada apenas ao seu efeito positivo sobre a renda dos indivíduos mais pobres, mas também a aspectos não monetários da pobreza, tais como melhorias na saúde, nutrição, educação e coesão social.

Nesta perspectiva, diversos estudos empíricos emergiram com a intenção de melhor definir a relação entre acesso a infraestrutura e redução da pobreza. Mesmo que a base de dados e a metodologia utilizadas variem, bem como as variáveis de infraestrutura utilizadas, os resultados mais comuns confirmam que há efeitos positivos da infraestrutura sobre a redução da pobreza (Jacoby e Minten, 2008; Dinkelman, 2011; Gonzalez-Navarro e Quintana-Domeque, 2015; Broegaard *et al*, 2011; Raunyiar *et al,* 2011).

No caso brasileiro, no entanto, a literatura é extremamente escassa. Apenas dois estudos, Cruz, Teixeira e Braga (2010) e Marinho *et al* (2017), analisam as relações consideradas neste estudo diretamente. Os resultados gerais demonstram relação inversa entre infraestrutura e pobreza, ou seja, melhorias infraestruturais acarretariam redução da pobreza.

Ainda que a literatura sobre infraestrutura e pobreza tenha avançado, algumas limitações ainda são visíveis, principalmente no âmbito nacional. De acordo com Calderón e Servén (2014), o primeiro problema advém da própria variável *proxy* utilizada para tratar infraestrutura. Os autores argumentam que, em estudos sobre infraestrutura e pobreza, variáveis que descrevem o acesso dos domicílios aos serviços básicos seriam extremamente adequadas, pois captam, de fato, a distribuição desses serviços para diferentes percentis da distribuição de renda. Muitos estudos, no entanto, utilizam fluxos de investimentos, de caráter agregado, como variáveis *proxies* de infraestrutura, o que tende a gerar entendimento pobre sobre o estoque físico disponível para utilização, bem como não captam quem, de fato, tem acesso aos serviços.

Outros objetivos que estudos recentes na literatura considerada neste trabalho têm buscado alcançar se referem a: melhor definir a própria relação de causalidade entre infraestrutura e pobreza, e; entender o contexto no qual os indivíduos estão inseridos e, consequentemente, os possíveis efeitos heterogêneos dos serviços de infraestrutura sobre a pobreza.

A motivação em se verificar tais hipóteses decorre da discrepância do acesso a infraestrutura no Brasil, tanto em circunstâncias de desigualdade de renda, quanto em relação aos contrastes locacionais. O relatório intitulado "*Back to Planning: How to Close Brazil's Infrastructure Gap in Times of Austerity*", elaborado pelo Banco Mundial (Raiser *et al*, 2017), é fonte recente que alarma sobre tais discrepâncias. De acordo com dados da PNAD (2015), dentre os 40% mais pobres, apenas 21% tem acesso à internet, por exemplo, enquanto dentre os 10% mais ricos, cerca de 85% acessam o serviço. Além da renda, desigualdades substanciais de acesso, principalmente em relação a esgoto, água e internet podem ser notadas no contexto rural-urbano, bem como entre as grandes regiões.

Desta forma, o presente estudo pretende contribuir para a literatura que trata do tema infraestrutura e pobreza. Para tanto, utiliza-se modelos logísticos hierárquicos que tratam domicílios dentro de municípios, buscando captar os efeitos heterogêneos do acesso a infraestrutura sobre a pobreza de acordo com as características socioeconômicas municipais. Portanto, propõe-se perspectivas de políticas públicas relacionadas aos setores de infraestrutura, avaliando os diferentes impactos da mesma sob contextos municipais distintos.

O artigo será descrito em etapas que buscarão: descrever brevemente os determinantes contextuais da pobreza; expor a literatura especializada no tema infraestrutura e pobreza; explicitar a metodologia utilizada; demonstrar e discutir os resultados da pesquisa e; ressaltar as principais conclusões.

2. Determinantes da pobreza: características domiciliares e contextuais

Como argumenta Rocha (2006), a pobreza pode assumir três perfis: o primeiro, relacionado a baixa renda per capita local; o segundo, decorrente da alta desigualdade, mesmo com a existência de um alto nível de renda, e; o terceiro, que advém de alta desigualdade de renda, apesar do estabelecimento de um nível de renda per capita suficiente para atender às necessidades da população.

Além da renda e desigualdade, no entanto, uma diversidade de fatores domiciliares e contextuais, ou locacionais,[3] relacionam-se à pobreza. Os fatores domiciliares abrangem aspectos como condições de saúde dos moradores, nível educacional, indicadores de segurança e moradia, tamanho do domicílio, razão de dependência, estrutura etária, idade, sexo e etnia do chefe do domicílio, número de crianças, propriedades per capita, acesso a bens duráveis, acesso a serviços públicos, origem dos rendimentos domiciliares e cultura da pobreza, dentre outros.

Os fatores locacionais, por sua vez, abrangem aspectos de caráter agregado, os quais buscam descrever características de municípios, grandes regiões e estados onde os domicílios estão inseridos, por exemplo. Dentre tais variáveis, pode-se citar: taxa de desemprego, baixa produtividade, indisponibilidade de serviços de saúde e educação, altas taxas de mortalidade e fecundidade e elevadas taxas de alfabetização, dentre outras.

[3] Como argumentam Jalan & Ravallion (2002), mesmo controlando a pobreza por fatores domiciliares/familiares, uma parcela considerável da pobreza seria determinada pela denominada "geographical capital", ou seja, por uma diversidade de fatores vinculados ao local onde determinada família se estabelece. Outros estudos que argumentam no mesmo sentido são, por exemplo, os de Hulme, Mooren & Sheperd (2001), Rocha (2006) e Haughton & Khandker (2009). Revisão de literatura mais detalhada pode ser obtida em Schiavon (2014).

Ademais, diversos estudos utilizam variáveis de economia regional, as quais buscam captar as características da localidade na qual a família está inserida tais como: população total, *dummies* municipais e locacionais, variáveis relativas à estrutura produtiva urbana e relacionadas à oferta de mão de obra qualificada (Myrdal, 1957; North, 1977; Lima e Simões, 2010).[4]

Uma vez descritas as principais variáveis de cunho domiciliar, locacional e regional determinantes da pobreza, pode-se levar em consideração a inserção das variáveis de infraestrutura, tema central deste trabalho, no contexto da diminuição da pobreza. O próximo tópico busca explorar com maiores detalhes a relação entre acesso a infraestrutura e pobreza por meio da descrição de alguns dos principais estudos internacionais e nacionais e, a partir destes, estabelecer os principais pontos ainda pouco discutidos nesta literatura.

3. Acesso a infraestrutura e pobreza: relações, literatura e pontos em aberto

Como argumentam López (2004) e Ravallion (2004), não necessariamente maior crescimento gera redução da pobreza. Tal ocasião ocorreria, pois, ainda que o efeito crescimento fosse positivo, poderia ocorrer efeito negativo na distribuição de renda, gerando aumento da pobreza. Resultados neste sentido podem ser encontrados em Banerjee (2004) e Khandker e Koolwal (2007). No que tange ao estudo sobre os impactos diretos do acesso a infraestrutura sobre a pobreza, a literatura, tanto em aspectos teóricos quanto empíricos, é demasiadamente escassa, principalmente no âmbito nacional.

Alguns estudos emergiram com o intuito de melhor explicar os canais pelos quais a infraestrutura seria capaz de reduzir a pobreza. Ali e Pernia (2003) propõem um esquema em que a infraestrutura afeta a pobreza por meio de dois mecanismos, com ênfase nos países em desenvolvimento. O primeiro, nomeado como canal direto, diz respeito ao efeito sobre a distribuição de renda: melhorias nos setores de transportes, telecomunicações e energia, por exemplo, trariam melhores perspectivas de emprego e ganhos salariais para os pobres, visto que tais setores proporcionam aumento da produtividade agrícola e não agrícola.

O segundo canal, ou canal indireto, diz respeito aos efeitos da expansão em infraestrutura sobre o crescimento do produto: investimentos em infraestrutura induzem a um aumento no nível de atividade econômica, impulsionando assim a geração de empregos e renda do trabalho. As relações entre infraestrutura e os dois mecanismos mencionados acarretarão, em via última, em redução da pobreza, via aumento de renda e consumo real dos indivíduos considerados pobres.

Um aspecto fundamental do esquema de Ali e Pernia (2003) é a relação indireta entre infraestrutura e pobreza via crescimento econômico rural. Em síntese, o que os autores argumentam é que a maior parte da população, composta por trabalhadores não detentores de terra, depende de ganhos salariais para sua sobrevivência. Tais ganhos, por sua vez, dependem da produtividade agrícola e dos empregos agrícola e não agrícola. Como os trabalhadores mais pobres não possuem a propriedade meios de produção, o aumento da produtividade agrícola em decorrência da expansão na infraestrutura, pode gerar maior bem-estar para os segmentos populacionais de menor renda.

[4] Além das teorias de Myrdal e North, diversas outras teorias buscam explicar a dinâmica regional, isto é, o processo de determinação da renda urbana que é a expressão e a causa do movimento do capital no espaço, tais como aquelas de Albert Hirschman, François Perroux e Jacques Boudeville. Dadas as existentes vantagens ou desvantagens comparativas dos espaços econômicos, propagam-se movimentos de migração do capital, os quais resultam em determinada dinâmica regional, ou seja, em relativa expansão ou estagnação do processo de acumulação em uma região. Revisão de literatura neste sentido pode ser encontrada, por exemplo, em Lima e Simões (2010).

Complementarmente, Jones (2006) elabora um esquema com outros quatro mecanismos essenciais pelos quais a provisão de infraestrutura pode causar diminuição da pobreza. O primeiro se refere a redução dos custos de produção, derivados de menor custo de energia, transportes e serviços de conexão como internet e telefone, por exemplo. O segundo mecanismo, ao tratar a infraestrutura como um insumo de produção, se relaciona ao efeito da mesma sobre a expansão da capacidade produtiva total da economia. Por sua vez, o terceiro mecanismo estaria ligado ao fato de que melhorias nos transportes e na comunicação, por exemplo, aumentam a eficiência do mercado por meio de maior conexão e melhores instalações econômicas. A infraestrutura de telecomunicações também fornece ferramentas e informações necessárias para que os mercados funcionem de forma mais integrada e eficiente. Por fim, o quarto mecanismo diz respeito ao aumento do acesso a necessidades básicas por parte dos indivíduos, por exemplo o acesso a água tratada e esgotamento, energia elétrica, meios de comunicação etc., ou seja, a redução da pobreza em seu aspecto multidimensional[5].

Nesta perspectiva, o desenvolvimento da infraestrutura promoveria, dentre outros aspectos, melhor acesso a estradas, escolas, saúde e outros bens e serviços essenciais. A importância do setor público consistiria em garantir condições adequadas– advindas de regras claras, bem como pelo estabelecimento de um sistema regulatório eficiente– para a alavancagem de recursos nos setores envolvidos, seja pelo próprio investimento estatal ou por meio de parcerias público-privadas (PPP).

No descrito contexto, alguns estudos empíricos emergiram com o intuito de melhor estabelecer a relação entre acesso a infraestrutura e redução da pobreza, mais do que o impacto de tais setores sobre o crescimento da renda. Ainda que a base de dados e a metodologia utilizadas variem, bem como as variáveis de infraestrutura adotadas, os resultados majoritários contribuem para confirmar a hipótese de que há efeitos positivos da infraestrutura sobre a redução da pobreza (Gibson e Rozelle, 2003; Jacoby, 2000; Jacoby e Minten, 2008; Jalan e Ravallion, 2003; Lokshin e Yemtsov, 2004 e 2005).

No caso brasileiro, foram encontrados apenas dois artigos que tratam do tema em análise diretamente, que são os estudos feitos por Cruz, Teixeira e Braga (2010) e Marinho *et al* (2017), ambos de âmbito macroeconômico. Tais estudos utilizaram como variáveis *proxies* de infraestrutura investimentos estaduais em setores estratégicos como transportes e energia, dentre outros. Os resultados gerais demonstram relação inversa entre infraestrutura e pobreza, ou seja, melhorias infraestruturais acarretariam redução da pobreza.

No entanto, além da escassez de estudos na literatura nacional, algumas limitações surgem na própria definição das variáveis de infraestrutura. Medidas de infraestrutura baseadas em fluxos de gastos (investimentos públicos, por exemplo), possivelmente serão *proxies* fracas[6] para a acumulação de infraestrutura– ou seja, não se tratando apenas sobre investimentos nos setores relacionados, mas sim sobre o estoque físico e efetivo de

[5] A análise de Sen (2000), respaldada no conceito de pobreza multidimensional, introduz parâmetros fundados nos princípios da justiça social juntamente com a criação de um novo conceito de bem-estar, considerando a pobreza um fenômeno não mais restrito a meios e recursos que os indivíduos possuem, mas que abrange sua liberdade de escolha em relação à sua proposição de vida

[6] De acordo com Calderón e Servén (2014) e Seneviratne e Sun (2013), variáveis do tipo investimento público poderiam não representar adequadamente o nível de infraestrutura de determinado país ou região, visto que a provisão desses serviços poderia ter grande participação privada. De outro modo, não necessariamente os investimentos seriam transformados em infraestrutura física, devido a possíveis ineficiências na seleção e implementação de projetos, bem como ineficiências baseadas na definição e resolução de contratos públicos, além de corrupção. Ademais, no caso brasileiro, a maioria dos investimentos públicos em infraestrutura é de cunho federal, o que tornaria a variável investimento estadual nos setores relacionados limitada.

infraestrutura. Ademais, muitos estudos não levaram em consideração o acesso dos indivíduos aos serviços de infraestrutura analisados e as interações entre as variáveis de cunho domiciliar e aquelas de caráter locacional e regional.

Como argumentam Calderón e Servén (2014), variáveis que tratam do acesso aos serviços de infraestrutura seriam extremamente adequadas para tratar de temas como pobreza e desigualdade, pois conseguem captar, de fato, a distribuição desses serviços para diferentes percentis da distribuição da renda. No entanto, a escassez de dados sobre o acesso aos serviços, tanto entre países e regiões quanto ao longo do tempo, muitas vezes dificulta a análise econométrica.

Em estudos de caráter macroeconômico, a utilização de dados agregados sobre o acesso –isto é, sem uma quebra em percentis de renda– parte do pressuposto implícito de que as mudanças no acesso aos serviços afetam principalmente os segmentos mais pobres da população. Todavia, de acordo com Estache e Fay (2007), nem sempre os mais pobres são os mais beneficiados, o que tornaria a análise de cunho agregado limitada[7] em termos da interpretação da variável de infraestrutura como acessibilidade.

Desta forma, a abordagem microeconômica, a qual será utilizada neste estudo, tem sido amplamente adotada para tratar do tema infraestrutura e pobreza. Como propõem Sawada (2015), Estache (2010) e Hansen, Andersen e White (2011), estudos recentes neste âmbito têm buscado alcançar alguns objetivos fundamentais para o avanço da literatura analisada neste tópico, a saber: melhor definir a própria relação de causalidade entre infraestrutura e pobreza; entender o contexto no qual os indivíduos estão inseridos e, consequentemente, os possíveis efeitos heterogêneos dos serviços de infraestrutura sobre a pobreza, e; levar em consideração a hipótese de um viés de seleção nesta estimativa. Tal hipótese decorre do fato de que a infraestrutura pode ser alocada de maneira desigual entre as famílias, tendendo a ficar concentrada em regiões mais ricas e urbanizadas, por exemplo.

Ainda que os descritos estudos tenham avançado em definir as relações entre infraestrutura e redução da pobreza, os mesmos não estudaram os determinantes da pobreza em diferentes dimensões, ou seja, não levaram em conta as possíveis interações entre determinantes domiciliares e aqueles de caráter locacional, por exemplo. Broegaard *et al* (2011) e Raunyiar *et al* (2011) focam sobre os efeitos econômicos e produtivos heterogêneos dos serviços de infraestrutura em diferentes contextos. Os resultados indicam que estes efeitos, de fato, variam entre regiões, bem como entre zonas situadas dentro dessas regiões e grupos socioeconômicos distintos.

Neste sentido, outra forma adequada para o estudo da pobreza, mas que ainda é pouco comum no entendimento especifico da relação pobreza e infraestrutura, seria a utilização de modelos hierárquicos. A grande vantagem de estudos multiníveis seria possibilitar a análise das variâncias dentro e entre grupos distintos e, determinar como as relações de determinadas variáveis domiciliares com a pobreza se dão de maneira heterogênea em circunstâncias municipais diferentes. Embora com o foco não voltado ao estudo do impacto do acesso a infraestrutura sobre a pobreza, Schiavon (2014) encontrou que o contexto regional em que o domicílio está inserido é importante para determinar os padrões de pobreza no Brasil. No presente estudo, o interesse maior é verificar como a relação entre infraestrutura e pobreza varia de acordo com as características municipais referentes as condições de vida da população, estrutura produtiva e do mercado de trabalho, por exemplo.

[7] Para o caso do setor de saneamento, por exemplo, segundo Saiani, Toneto Júnior e Dourado (2013) existe desigualdade de acesso aos serviços de água e esgoto nos municípios brasileiros devido a fatores como educação, densidade demográfica, renda municipal per capita e aspectos políticos.

Em síntese, uma diversidade de estudos recentes tem buscado melhor definir as relações existentes entre infraestrutura e pobreza. No entanto, a descrita literatura é escassa para o caso brasileiro, principalmente no entendimento do acesso a infraestrutura como um micro determinante da pobreza. Ademais, metodologias que avaliem variáveis explicativas da pobreza em diferentes níveis ainda são pouco utilizadas para o estudo da associação entre infraestrutura e pobreza, o que indica possibilidade para avanço na literatura tratada neste tópico.

4. Materiais e métodos

A metodologia adotada, seguindo os objetivos propostos neste artigo, foi o modelo econométrico de escolha binária aplicado a estrutura organizacional hierárquica da base de dados, em que as observações de análise são agrupadas em diferentes grupos (domicílios dentro de municípios). Esta metodologia permite solucionar problemas referentes ao tratamento de variáveis dependentes discretas, bem como contornar possíveis limitações advindas da estrutura hierarquizada dos dados.

4.1. Descrição das variáveis

Para se inferir se a pobreza foi influenciada pelo acesso a infraestrutura, no ano de 2010, foram utilizados três conjuntos de variáveis: a de interesse, ou seja, se a família é considerada pobre ou não; as variáveis *proxies* para o acesso das famílias aos serviços de infraestrutura, e; as variáveis de controle, divididas em características domiciliares/familiares e características municipais.

Os atributos do domicílio, ou da família, são captados por algumas características do chefe do domicílio, tais como sexo, faixa etária, cor, escolaridade, se o mesmo vive ou não com um (a) companheiro (a), se o mesmo está empregado ou não e, também, pelo número de moradores do domicílio. As características do município, por sua vez, são descritas pelo percentual de indivíduos residentes na zona rural, percentual de indivíduos trabalhando no setor agrícola, logaritmo natural da população, percentual da população com ensino superior completo, percentual de ocupados trabalhando no setor informal, taxa de fecundidade total e Índice de Gini do rendimento domiciliar per capita. O Quadro 1A exibe maiores detalhes sobre as variáveis utilizadas no trabalho. Todas as variáveis têm como fonte o Censo Demográfico de 2010, visto que esta base permite a hierarquização dos dados em domicílios e municípios proposta no trabalho.

As variáveis de infraestrutura foram criadas seguindo os padrões da literatura nacional e internacional, considerando os diversos setores que compõem o conceito de infraestrutura econômica. Uma limitação deste estudo como consequência da restrição da base de dados se refere a não inclusão de uma variável *proxy* de acesso aos serviços do setor de transportes, visto a inexistência da mesma ao nível domiciliar ou municipal. Desta forma, criou-se variáveis para representar os setores de energia, telecomunicações e saneamento básico. Para o setor energético, a variável energia assume o valor 1 se o domicílio é servido com energia elétrica de companhia distribuidora, e 0 em caso contrário. No setor de telecomunicações, três variáveis foram utilizadas: celular, que assume o valor 1 se o domicílio possuir telefone celular disponível e 0 em caso contrário; fixo, que assume o valor 1 se o domicílio possui linha telefônica convencional instalada e 0 em caso contrário, e; telecomunicacoes, que assume valor 1 se existe no domicílio acesso a celular e, ou, a telefone fixo[8]. Por fim, o setor de saneamento básico será representado por duas variáveis, as quais podem ser descritas como: agua, que assume

[8] Neste caso, preferiu-se utilizar a soma das duas variáveis ao invés de escolher entre uma outra. Esta escolha se deve ao fato de que estes dois serviços podem ser substitutos, ao contrário da forte complementariedade existente no setor de saneamento básico.

valor 1 se o domicílio estava ligado a uma rede geral de distribuição de água e 0, em caso contrário, e; esgoto, assumindo valor 1 se o domicílio estava ligado ao sistema de coleta e 0, em caso contrário.

Em seguida, as variáveis desagregadas descritas no parágrafo anterior foram utilizadas para gerar novas variáveis, com o objetivo de melhor descrever o aspecto multidimensional[9] da infraestrutura, como sugerem Calderón e Servén (2014). A primeira agregação, saneamento, assume valor 1 se o domicílio possui acesso a água e esgoto e 0 em caso contrário. Por fim, a variável infraestrutura, a qual será utilizada na modelagem econométrica como *proxy* para o acesso dos domicílios a infraestrutura, assume valor 1 se o domicílio possui acesso aos serviços de energia, telecomunicações e saneamento e 0, em caso contrário.

Como variável resposta foi considerada uma variável binária que assume valor 1 se a família é considerada pobre, e 0 em caso contrário. Neste sentido, conforme sugerido pelo Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA), a família é considerada pobre caso tenha renda domiciliar per capita mensal média inferior a linha de pobreza (R$140,00), sendo esta última calculada como o dobro da linha de extrema pobreza (R$70,00).

4.2. Pobreza, acesso a infraestrutura e o contexto municipal: o modelo logístico hierárquico

O entendimento das relações entre pobreza e acesso a infraestrutura proposto neste trabalho pode trazer dois problemas de cunho metodológico que devem ser solucionados. O primeiro, relacionado ao fato da variável dependente ser binária, pode ser contornado por meio da utilização de um modelo logit, visto que estimações geradas via método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) poderiam ser inadequadas[10]. O segundo, advindo da hierarquização dos dados em níveis distintos, pode ser solucionado por meio da utilização de modelos multiníveis. Desta forma, o modelo econométrico utilizado será o modelo logístico hierárquico.

De acordo com Guo e Zhao (2000), os modelos logísticos hierárquicos são convenientes para o estudo em questão, ou seja, para captar os determinantes domiciliares e locacionais da pobreza, pois: levam em consideração a hierarquia dos dados, ou seja, como as covariadas dispostas em diferentes níveis da estrutura hierárquica afetam a variável resposta, bem como analisam de que forma as interações entre covariadas de diferentes níveis afetam a variável dependente; corrigem possíveis vieses nos parâmetros resultantes do agrupamentos dos dados; provem erros padrões corretos[11] e, consequentemente, corretos intervalos de confiança e testes de significância, e; as estimativas da variância e covariância dos efeitos aleatórios em diferentes níveis possibilitam decompor a variância total na variável de resultado em parcelas associadas a cada nível analisado.

A utilização do modelo logístico hierárquico possibilita, então, uma pesquisa sobre as relações entre as variáveis que caracterizam os domicílios (nível 1) e aquelas que caracterizam os municípios (nível 2). Para facilitar o entendimento, o método será

[9] A infraestrutura compreende serviços que variam desde transportes até a provisão de água tratada. No entanto, muitos estudos levam um único indicador como proxy para infraestrutura. Ao se omitir outros indicadores de infraestrutura, os quais são relevantes, ocasiona-se inferências inválidas.

[10] A técnica MQO, no entanto, não garante que as probabilidades condicionais preditas se encontrem no intervalo entre 0 e 1. Ademais, é possível mostrar que as estimativas do MPL, caso a variável dependente seja dicotômica, serão viesadas e o termo de erro heterocedástico (ALDRICH e NELSON, 1984).

[11] Quando os dados são agrupados, é provável que observações em um mesmo agrupamento sejam similares entre si, logo, as observações não são independentes. Neste caso, o pressuposto de independência é violado, os modelos lineares e binários tradicionais tendem a subestimar os erros-padrão.

descrito de acordo com sua complexidade e, de acordo com o que será feito na aplicação econométrica, ou seja, descreve-se inicialmente o modelo que inclui apenas variáveis explicativas de primeiro nível e suas propagações com intercepto aleatório e, interceptos e inclinações aleatórios e, em seguida, inclui-se as variáveis de segundo nível e suas interações com as covariadas de primeiro nível.

O modelo mais simplificado tem y_{ij} como variável dependente binária para o domicílio i no município j, X_{ij} como variável explicativa ao nível do domicílio, β_{0j} como o vetor de interceptos aleatórios, β_{ij} como a matriz de coeficientes aleatórios para cada variável de primeiro nível segundo o agrupamento j e r_{ij} é o resíduo aleatório de nível 1. De acordo com Guo e Zhao (2000), a probabilidade de a família ser pobre é dada por $p_{ij} = \Pr(y_{ij} = 1)$ e, assumindo p_{ij} modelado por uma função de ligação logística, pode-se descrever o Modelo 1 como:

$$\log\left[\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right] = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} \quad \text{(Nível 1) (1)}$$

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

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad \text{(Nível 2) (3)}$$

$$\log\left[\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right] = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad \text{(Modelo 1) (4)}$$

A equação (1) especifica o modelo no primeiro nível, também conhecido como modelo de coeficientes aleatórios. Tal nomeação deriva do fato de que o índice j dos coeficientes β_{0j} e β_{1j} assume valores diferentes para cada grupo j. Em relação as equações de nível dois, u_{0j} é o resíduo aleatório de nível 2, γ_{00} é o intercepto de nível 2 e γ_{10} é o coeficiente relacionado a característica domiciliar. No Modelo 1, os efeitos aleatórios dos níveis 1 e 2 estão representados por r_{ij} e u_{0j}, respectivamente. Assume-se que ambos são independentes e seguem distribuição logística padronizada com média zero e variâncias constantes iguais a $\sigma_e^2 = \frac{\pi^2}{3}$ (variância dentro do grupo) e σ_{u0}^2 (variância entre grupos). Neste modelo inicial, os interceptos variam de uma unidade j para outra, enquanto as inclinações são as mesmas para todas as unidades do nível 2.

A primeira ampliação do modelo consiste em também variar as inclinações de uma unidade de nível 2 para outra também de nível 2. A equação de nível 1 é novamente identificada pela equação (1), com a única mudança se referindo a equação β_{1j} de nível 2, visto que β_{0j} é identicamente dado por (2). O Modelo 2 pode ser descrito como:

$$\log\left[\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right] = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} \quad \text{(Nível 1) (1)}$$

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

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} \quad \text{(Nível 2) (6)}$$

$$\log\left[\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right] = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + u_{1j}X_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad \text{(Modelo 2) (7)}$$

A diferença deste modelo para o anterior é que o efeito aleatório de nível 2 afeta tanto o intercepto (u_{0j}) quanto a inclinação (u_{1j}).

A subsequente ampliação do modelo consiste em incluir variáveis explicativas de ambos os níveis. A equação de nível 1 permanece como a equação (1), enquanto as equações de segundo nível são modificadas. O Modelo 3 é descrito como:

$$\log\left[\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right] = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} \quad \text{(Nível 1)} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j} \quad \text{(Nível 2)} \quad (8)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} \quad \text{(Nível 2)} \quad (9)$$

$$\log\left[\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right] = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}W_j + u_{1j}X_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad \text{(Modelo 3) (10)}$$

Em que W_j é a variável explicativa de segundo nível, γ_{01} são os coeficientes da regressão associados aos efeitos das variáveis explicativas do nível do município na relação estrutural do nível do domicílio.

Por fim, a última extensão do modelo inclui as interações entre as variáveis de níveis distintos em que, neste estudo especificamente, serão interações entre as variáveis de nível 2 a variável de infraestrutura. A equação de nível 1 permanece como a equação (1), enquanto as equações de segundo nível são dadas por:

$$\log\left[\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right] = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij} \quad \text{(Nível 1)} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j} \quad \text{(Nível 2)} \quad (8)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}W_j + u_{1j} \quad \text{(Nível 2)} \quad (9)$$

$$\log\left[\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right] = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}W_j + \gamma_{11}W_jX_{ij} + u_{1j}X_{ij} + u_{0j} + r_{ij} \quad \text{(Modelo 4) (10)}$$

Nesta especificação, permite-se avaliar questões importantes para o estudo em questão, tais como: quanto das variações na variável dependente referente a pobreza são explicadas pelas variações de cada um dos grupos e, como as características locacionais e domiciliares se relacionam para explicar a pobreza.

Nos modelos das equações (4), (7) e (10), a função densidade de probabilidade é idêntica à observada para uma regressão logística comum, a regressão segue uma estimativa por máxima verossimilhança e a solução requer macro e micro interações numéricas. Maiores informações sobre o modelo logístico hierárquico podem ser obtidas em Hox (1998) e Guo e Zhao (2000).

Devido a não linearidade do modelo logit, os coeficientes não podem ser interpretados como a influência quantitativa das variáveis independentes sobre a probabilidade de que a variável dependente assuma o valor 1. A análise dos resultados pode ser feita pela interpretação das *odds-ratios* (razões de chances). Uma razão de chances igual a 1 indica que o evento sob estudo é igualmente provável de ocorrer nos dois grupos de comparação. Uma razão de chances maior do que 1 indica que o evento tem maior probabilidade de ocorrer no primeiro grupo. Finalmente, uma razão de chances menor do que 1 indica que a probabilidade é menor no primeiro grupo do que no segundo.

5. Resultados e discussão

5.1. Características gerais e de acesso aos serviços de infraestrutura nos domicílios pobres brasileiros

A presente subseção tem como objetivo analisar de forma mais detalhada as particularidades e, precariedades, domiciliares brasileiras. De acordo com a Tabela 1, observa-se que 14,4% da amostra está na considerada situação de pobreza, há minoria de domicílios chefiados por mulheres (41%), concentração de chefes de família nas faixas de idade entre 0 e 30 e 30 e 40 anos, minoria de chefes de cor branca (32%), maioria de chefes que vivem com seus conjugues (66%), bem como minoria de chefes com ensino superior completo (2%). O número médio de moradores por domicilio é 4,10, e 80% dos chefes dos domicílios considerados pobres estavam empregados em 2010.

Em uma breve análise comparativa com domicílios considerados não pobres ou com a amostra completa (pobres ou não pobres), nota-se que, nos domicílios pobres, há uma maior percentagem de chefes do domicílio de sexo feminino, concentração de chefes em faixas etárias mais baixas (mais jovens), maior percentagem de chefes negros e vivendo sem o conjugue, bem como menor percentagem de chefes com ensino superior completo, além de maior número médio de moradores.

Tabela 1: estatísticas descritivas domiciliares, amostra total, pobres e não pobres 2010.

Variável/ Indicador	Total				Pobres				Não pobres			
	Média	DP	Min	Max	Média	DP	Min	Max	Média	DP	Min	Max
pobre	0,144	0,351	0,000	1,000	1,000	0,000	1,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
sexochefam	0,386	0,487	0,000	1,000	0,407	0,491	0,000	1,000	0,383	0,486	0,000	1,000
idadechefea												
1	0,225	0,417	0,000	1,000	0,285	0,452	0,000	1,000	0,213	0,410	0,000	1,000
2	0,221	0,415	0,000	1,000	0,237	0,425	0,000	1,000	0,219	0,413	0,000	1,000
3	0,177	0,382	0,000	1,000	0,156	0,363	0,000	1,000	0,181	0,385	0,000	1,000
4	0,203	0,402	0,000	1,000	0,085	0,280	0,000	1,000	0,224	0,417	0,000	1,000
corchefa	0,499	0,500	0,000	1,000	0,321	0,467	0,000	1,000	0,531	0,499	0,000	1,000
companheiro	0,656	0,475	0,000	1,000	0,660	0,474	0,000	1,000	0,654	0,476	0,000	1,000
escchefea												
1	0,152	0,359	0,000	1,000	0,133	0,339	0,000	1,000	0,155	0,362	0,000	1,000
2	0,232	0,422	0,000	1,000	0,115	0,319	0,000	1,000	0,253	0,435	0,000	1,000
3	0,105	0,306	0,000	1,000	0,020	0,140	0,000	1,000	0,120	0,325	0,000	1,000
empchefea	0,957	0,202	0,000	1,000	0,804	0,397	0,000	1,000	0,976	0,152	0,000	1,000
moradores	3,307	1,678	1,000	60,000	4,098	2,099	1,000	60,000	3,161	1,549	1,000	56,000
infraestrutura	0,506	0,500	0,000	1,000	0,259	0,438	0,000	1,000	0,551	0,497	0,000	1,000

Fonte: elaboração própria a partir de IBGE (2010). DP significa desvio-padrão; Min significa valor mínimo; Max significa valor máximo.

Em relação as variáveis municipais (Tabela 2), a amostra utilizada neste trabalho é caracterizada por domicílios que se encontram, na média, em municípios com 1286627 habitantes, em que há parcela majoritária da população situada na zona urbana (86%) bem como trabalhando no setor não agrícola (10%), apenas 11,18% da população possui formação em ensino superior, cerca de 45% da população trabalha no setor informal, o índice de Gini médio municipal igual a 0,53 e uma taxa de fecundidade total com média igual a 1,98.

Tabela 2: estatísticas descritivas municipais, 2010.

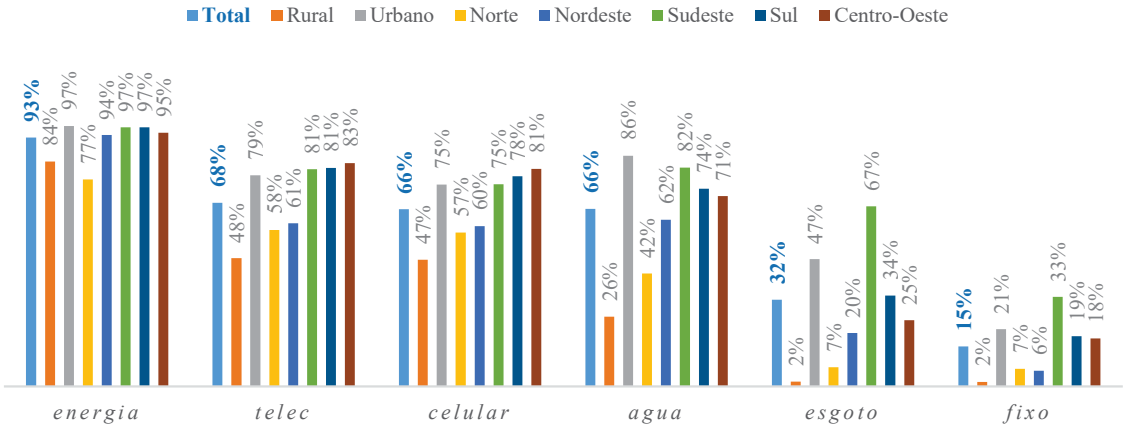
Variável/ Indicador	Média	DP	Min	Max
txurbmun	0,86	0,19	0,04	1,00
propagricola	0,10	0,13	0,00	0,80
lnpop	1.286.627,00	2.829.736,00	805,00	11.200.000,00
txsuper	11,18	6,97	0,28	33,68
propformal	58,34	18,03	2,97	89,11
gini	0,53	0,07	0,28	0,80
fectot	1,98	0,44	1,21	4,89

Fonte: elaboração própria a partir de IBGE (2010). DP significa desvio-padrão; Min significa valor mínimo; Max significa valor máximo.

No que se refere as variáveis de maior interesse nesse estudo, observa-se (Gráfico 1) que parcela substancial dos domicílios pobres carecem de acesso à serviços básicos de infraestrutura: 7% não tem acesso à energia elétrica, 34% não possuem telefone móvel, 32% não tem acesso a serviços de telecomunicações (celular ou fixo), 34% não são abastecidos com água, 68% não tem tratamento de esgoto adequado e 85% não possuíam acesso a telefone fixo.

Ademais, levando-se em consideração o caráter multidimensional da infraestrutura, ou seja, a provisão conjunta de diversos serviços, a situação é ainda mais precária. Apenas 31% da população é atendida com saneamento básico (água e esgoto), 66% tem acesso à energia elétrica e telefone fixo e, ou, móvel, 30% tem acesso a saneamento básico e energia e, cerca de 26% possui acesso a serviços de telecomunicações e saneamento ou acesso aos três tipos de serviço conjuntamente.

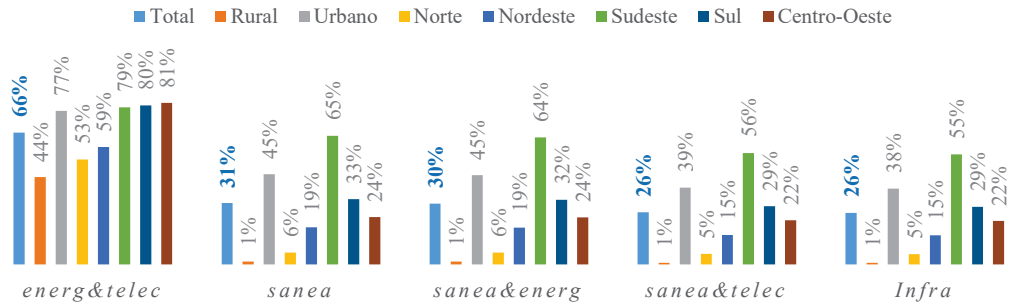
Gráfico 1: População atendida com serviços de infraestrutura (indicadores desagregados), domicílios pobres 2010.



Fonte: elaboração própria a partir de IBGE (2010).

Os gráficos 1 e 2 ainda exibem as discrepâncias existentes nos contextos rural-urbano e regional. Na primeira comparação, observa-se que domicílios localizados na zona rural possuem acesso substancialmente menor para todos os tipos serviços analisados, em relação àqueles localizados em área urbana. No contexto regional, observa-se que as regiões Norte e Nordeste possuem piores indicadores para todos os serviços. Estes resultados indicam a importância de se considerar aspectos da localização dos domicílios para explicar as relações entre as variáveis explicativas de infraestrutura e a redução da pobreza.

Gráfico 2: População atendida com serviços de infraestrutura (indicadores multidimensionais), domicílios pobres 2010.



Fonte: elaboração própria a partir de IBGE (2010).

5.2. Análise econométrica

Na Tabela 2 apresenta-se a razão de chances para a pobreza dos domicílios brasileiros. Os modelos, enumerados de 0 (Modelo Nulo) até 4 (Modelo de intercepto e inclinação aleatórios com interações), evoluem de acordo com a inclusão de variáveis explicativas de primeiro e segundo nível. O modelo nulo confirma a existência de efeito

aleatório na média da pobreza, dada a significância do intercepto da equação, o qual tem valor alterado com a inclusão das variáveis explicativas.

No modelo 1 (intercepto aleatório) foram incluídas as variáveis representativas das características domiciliares (nível 1), obtendo-se resultado significativo para todas as mesmas. Os resultados indicam que a probabilidade de o domicílio estar em condição de pobreza, vis-à-vis não estar em tal condição, diminui ao passo que o chefe de família: é do sexo masculino; tem idade cada vez mais avançada; é de cor branca; possui nível de escolaridade mais alto; está empregado, e; vive com o conjugue. Ademais, as chances de o domicílio se situar em condição de pobreza aumentam com um maior número de moradores. Tais resultados corroboram aqueles convencionalmente encontrados pela literatura especializada. Em relação as variáveis explicativas descritas nesse parágrafo, o sinal e significância dos seus respectivos parâmetros foram os mesmos nos demais modelos especificados.

Em relação a variável explicativa de maior interesse neste estudo, infra, observa-se que o sinal foi esperado e significativo, indicando que o acesso aos serviços de infraestrutura é determinante para diminuir as chances de os domicílios se encontrarem em situação de pobreza. Os resultados encontrados neste sentido corroboram os estudos feitos por Jalan e Ravallion (2003), Lokshin e Yemtsov (2004, 2005), Jacoby (2000), Gibson e Rozelle (2003) e Jacoby e Minten (2008), entre outros.

Os próximos modelos descritos na Tabela 2, então, tem como objetivo melhor explicar a relação entre redução da pobreza e acesso a infraestrutura, inferindo se existem efeitos heterogêneos dos serviços analisados diante de características socioeconômicas municipais distintas.

O modelo 2 apresenta os resultados do modelo de inclinação e intercepto aleatórios, tendo como foco a relação pobreza e acesso a infraestrutura. Os resultados indicam que o coeficiente relacionado a variável infraestrutura diminuiu, em outras palavras, tornou-se mais forte o efeito do acesso aos serviços de infraestrutura sobre a redução da pobreza. Este resultado aponta a importância de se levar em conta, além de efeitos médios aleatórios (intercepto), efeitos aleatórios referentes ao retorno (inclinação) da variável de infraestrutura sobre a pobreza.

No modelo 3 foram acrescentados indicadores municipais relacionados ao desenvolvimento social do município, a sua condição econômica e alguns aspectos da realidade do mercado de trabalho. A inclusão dos indicadores municipais alterou a razão de chance da variável de acesso a infraestrutura no nível 1, sendo aceitável a hipótese de que os municípios apresentam valores distintos para a probabilidade da pobreza. Todos os coeficientes foram significativos, exceto aquele referente a variável *fectot*. Em relação as características locacionais, observa-se que, em municípios com maior percentagem de domicílios localizados na zona rural (menor valor de *txurbmun)*, há um aumento na média de domicílios considerados pobres.

Interpretação análoga pode ser feita para as variáveis *propagricola, txsuper e propformal.* Mesmo que o setor agrícola possa ser considerado de menor produtividade se comparado ao setor industrial ou o de serviços, os resultados indicam que, o fato do setor prover emprego para as famílias é fator de redução da pobreza. Ainda, municípios com proporção média maior de indivíduos com ensino superior, bem como com maior percentagem média de pessoas trabalhando no setor formal, apresentam diminuição na média de domicílios considerados pobres. Por fim, em municípios com maior população e elevado Índice de Gini, há um aumento médio de domicílios em situação de pobreza. As variáveis municipais tiveram os sinais esperados, com base na literatura especializada, e corroboram as argumentações teóricas gerais feitas por Hulme, Mooren e Sheperd (2001), Rocha (2006) e Haughton e Khandker (2009), entre outros.

Tabela 2: Estimativas dos Modelos logísticos hierárquicos para a pobreza no Brasil, 2010.

Variáveis explicativas	Modelo 0 (Nulo)		Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 5	
	Odds ratio	Desvio Padrão	Odds ratio	Desvio Padrão	Odds ratio	Desvio Padrão	Odds ratio	Desvio Padrão	Odds ratio	Desvio Padrão
Intercepto	0,195	0,003	2,893	0,052	2,914	0,052	6,254	0,783	6,109	0,766
Características domiciliares										
sexochefam			0,843	0,004	0,845	0,004	0,844	0,004	0,844	0,004
idadechefea										
1			0,860	0,004	0,860	0,004	0,861	0,004	0,861	0,004
2			0,577	0,003	0,577	0,003	0,578	0,003	0,578	0,003
3			0,406	0,002	0,405	0,002	0,406	0,002	0,406	0,002
4			0,101	0,001	0,100	0,001	0,100	0,001	0,100	0,001
corchefa			0,848	0,003	0,848	0,003	0,851	0,003	0,851	0,003
companheiro			0,633	0,003	0,632	0,003	0,632	0,003	0,632	0,003
escchefea										
2			0,477	0,003	0,478	0,003	0,478	0,003	0,478	0,003
3			0,217	0,001	0,217	0,001	0,217	0,001	0,217	0,001
4			0,059	0,001	0,059	0,001	0,059	0,001	0,059	0,001
empchefea			0,060	0,000	0,060	0,000	0,060	0,000	0,060	0,000
moradores			1,419	0,002	1,420	0,002	1,419	0,002	1,419	0,002
Infraestrutura			0,417	0,002	0,395	0,004	0,412	0,004	0,453	0,068
Características municipais										
txurbmun							0,672	0,041	0,643	0,039
propagricola							0,281	0,027	0,286	0,027
lnpop							1,043	0,009	1,047	0,009
fectot							0,998[ns]	0,019	0,987[ns]	0,018
txsuper							0,938	0,003	0,938	0,003
propformal							0,960	0,001	0,960	0,001
gini							22,520	3,632	25,150	4,064
Interações										
txurbmuninfra									1,919	0,152
propagricolainfra									0,756	0,091
lnpopinfra									0,963	0,009
fectotinfra									1,099	0,028
txsuperinfra									1,005[ns]	0,003
propformalinfra									1,001[ns]	0,001
giniinfra									0,437	0,087
Observações: 4120620; Grupos: 5565										

Fonte: resultados da pesquisa. Nota: [ns] não significativo estatisticamente

O modelo 4 inclui, além das características de primeiro e segundo nível, as interações entre a variável de infraestrutura e aquelas de segundo nível, ou seja, busca-se captar efeitos aleatórios de impacto da infraestrutura sobre a pobreza de acordo com as características municipais. Observa-se que houve mudança no coeficiente da variável *infra* e de algumas das variáveis de segundo nível, indicando a importância de se levar em consideração inclinações aleatórias. As variáveis *fectot, txsuperinfra* e *propformalinfra* foram não significativas nesta especificação. Tais resultados reforçam as principais conclusões feitas por Broegaard *et al* (2011) e Raunyiar *et al* (2011), as quais indicam que os efeitos do acesso a infraestrutura sobre a redução da pobreza, de fato, variam de acordo com o contexto no qual os pobres estão inseridos.

A interação entre as variáveis *txurbmun e infra* indica que, quanto menor a taxa de urbanização do município, maior o impacto positivo do acesso à infraestrutura sobre a pobreza. Este resultado era esperado, dada a discrepância no contexto rural-urbano observada na análise descritiva feita na subseção anterior. O transbordamento da infraestrutura para áreas rurais poderia ter papel ainda mais efetivo em reduzir a pobreza, devido ao grande número de pessoas sem acesso e, também, ao maior nível de pobreza nessas localidades. Relação similar é encontrada na interação entre a variável *propagricola* e *infraestrutura*, o que indica que quanto maior a proporção da população ocupada no setor agrícola, maior o impacto positivo do acesso aos serviços básico sobre a redução da pobreza. Como argumentam Ali e Pernia (2003), o crescimento da produtividade agrícola, proporcionado por expansão da infraestrutura, é um dos motores de redução da pobreza, via suas propagações diretas sobre o salário e criação de empregos, além de influências indiretas sobre a expansão da atividade econômica. Ao passo que mais indivíduos vivem e, ou, trabalham em áreas rurais, os efeitos positivos do acesso a infraestrutura sobre a redução da pobreza são reforçados.

O efeito da interação entre *lnpop* e a variável *infra,* por sua vez, é o de potencializar o efeito positivo do acesso a infraestrutura sobre a redução da pobreza. De outra forma, quanto maior a população do município, maiores tendem a ser os retornos da infraestrutura sobre as chances dos domicílios estarem fora da situação de pobreza. Este resultado é coerente com as características físicas e econômicas dos setores de infraestrutura analisados neste estudo. Setores como os de saneamento básico, energia e telecomunicações são caracterizados por altos investimentos necessários para iniciar a operação e tempo elevado para que o investimento gere retornos financeiros. Tais setores configuram um monopólio natural, no qual a firma responsável pela prestação dos serviços será sustentável e eficiente economicamente apenas quando usufruir de grandes economias de escala, o que pode ser obtido quando a população do município é elevada. Desta forma, o fato do município possuir grande população pode facilitar a instalação dos serviços, potencializando o efeito positivo dos mesmos sobre a redução da pobreza. Argumentação mais detalhada neste sentido pode ser encontrada em Galvão Junior e Paganini (2009), por exemplo.

Em relação a interação entre *gini* e *infra*, observa-se que o fato do município ser mais desigual potencializa a relação positiva entre acesso a infraestrutura e redução da pobreza. Com base na análise descritiva feita anteriormente, argumenta-se que os domicílios pobres se situam em municípios com mais alta desigualdade de renda e possuem menor acesso a todos os serviços de infraestrutura. Desta forma, a transmissão desses serviços em cidades mais desiguais poderia estar fortemente ligada ao transbordamento dos mesmos para as classes de renda mais baixa, o que aumentaria o benefício do acesso a infraestrutura sobre a redução da pobreza. Uma questão natural a ser colocada e, estudada em trabalhos posteriores, está relacionada à possibilidade de municípios mais desiguais serem mais seletivos nos projetos de infraestrutura, ou seja, se há uma tendência de os investimentos nos setores envolvidos se concentrarem em localidades com população mais rica e maior poder de pressionar as autoridades públicas responsáveis, dentro dos próprios municípios.

Por fim, enquanto a variável *fectot* não foi significativa em todas as especificações, a interação da mesma com a variável *infra* se mostrou significativa. Municípios com taxa de fecundidade maior enfraquecem o impacto positivo do acesso a infraestrutura sobre a pobreza. Como esperado, em municípios em que há um crescimento populacional mais elevado podem ocorrer problemas de congestão de infraestrutura, ou seja, ainda que existam investimentos em expansão e manutenção dos serviços, na medida em que aumenta o número de usuários dos equipamentos de infraestrutura, reduz-

se a capacidade dos mesmos de prover os serviços para os quais foram destinados. Uma outra pergunta a ser inserida e, que também pode receber destaque em trabalhos posteriores, é se esse fenômeno estaria associado ao fato de municípios com maior fecundidade necessitarem de maior oferta e qualidade dos serviços de infraestrutura, principalmente aqueles relacionados à saúde das crianças e mães em estado de gestação, notadamente os serviços de água e esgoto.

Em termos de políticas públicas, percebe-se que a busca pela universalização da oferta de serviços básicos de infraestrutura pode trazer benefícios em termos de redução da pobreza no Brasil. Os impactos positivos, neste sentido, podem ser reforçados de acordo com as características municipais referentes ao tamanho da população, desigualdade de renda, proporção de pessoas trabalhando e vivendo na zona rural, bem como ao nível de fecundidade total, as quais devem ser levadas em consideração pelas autoridades políticas responsáveis pela articulação e disposição dos setores envolvidos.

6. Conclusões

O presente trabalho teve como objetivo verificar se há relação entre acesso à infraestrutura e redução da pobreza nos domicílios brasileiros, em uma abordagem que analisa a pobreza em perspectiva contextual, ou seja, considera-se, além de questões de renda e desigualdade da mesma, características socioeconômicas do local em que o domicílio está inserido.

Com base em modelos logísticos hierárquicos, estimou-se os determinantes da pobreza a nível municipal e domiciliar, corrigindo para problemas de agrupamento dos dados em diferentes níveis. Os resultados demonstram que a probabilidade de o domicílio estar em condição de pobreza, vis-à-vis não estar em tal condição, diminui ao passo que o chefe de família: é do sexo masculino; tem idade cada vez mais avançada; é de cor branca; possui nível de escolaridade mais alto; está empregado, e; vive com o conjugue. Ademais, as chances de o domicílio se situar em condição de pobreza aumentam com um maior número de moradores. Em relação a variável explicativa de maior interesse neste estudo, referente ao acesso a infraestrutura, observa-se que o sinal foi esperado e significativo, indicando que o acesso aos serviços básicos analisados é determinante para diminuir as chances dos domicílios se encontrarem em situação de pobreza.

A inclusão dos indicadores municipais alterou a razão de chance da variável de acesso a infraestrutura no nível 1, sendo aceitável a hipótese de que os municípios apresentam valores distintos para a probabilidade da pobreza. Todos os coeficientes foram significativos, exceto aquele referente a variável *fectot.* Desta forma, argumenta-se que em municípios com maior proporção de domicílios em áreas urbanas, proporção de empregados no setor agrícola, percentagem da população com ensino superior e proporção de pessoas trabalhando no setor formal, há diminuição na média de domicílios considerados pobres. O mesmo ocorre para municípios com menor Índice de Gini e maior população.

Ademais, testou-se a existência de efeitos heterogêneos do acesso a infraestrutura sobre a redução da pobreza de acordo com as características socioeconômicas municipais, sendo geradas interações entre as variáveis de segundo nível e a variável *proxy* para infraestrutura. Os resultados indicam que o efeito positivo do acesso a infraestrutura sobre a redução da pobreza é potencializado em municípios com maior proporção de indivíduos residentes em zona rural bem como trabalhando no setor agrícola, maior Índice de Gini, maior população e menor taxa de fecundidade. Tais resultados afirmam a importância de se levar em consideração das características contextuais no estudo sobre acesso a infraestrutura e pobreza.

7. Referências bibliográficas

Agénor, P. (2010), "A theory of infrastructure-led development." **Journal of Economic Dynamics & Control**, 34(5), 932-950.

Aldrich, J. H.; Nelson, F. D. (1984). **Linear probability, logit,and probit models**. London: Sage, 1984. 94 p.

Ali, I. and Pernia, E. M. (2003), Infrastructure and poverty reduction: What is the connection? **ERD Policy Brief** No. 13, Economics and Research Department, Asian Development Bank, Manila.

Arpino, B. and Mealli, F. (2008). The specification of the propensity score in multilevel observational studies. MPRA Paper No. 17407, posted 20. September 2009.

Aschauer, D. (1989), "Is public expenditure productive?" **Journal of Monetary Economics**, 23(2), 177-200.

Banerjee, A. (2004), "Who is getting the public goods in India? Some evidence and some speculation," in Basu, K. (ed.), **India's Emerging Economy: Performance and Prospects in the 1990's and Beyond**. Cambridge, MIT Press.

Broegaard, E., Freeman, T. and Schwensen, C. (2011). Experience from a phased mixed-methods approach to impact evaluation of Danida support to rural transport infrastructure in Nicaragua. **Journal of development effectiveness**, 3 (1), 9–27

Calderon C. and Serven L. (2014), "Infrastructure, Growth, and Inequality: An Overview," **World Bank Policy Research** Working Paper No. 7034. The World Bank.

Cruz, A. C., Torres, D. A. R. and Teixeira, E. C. (2017). Public Expenditure on Infrastructure and Human Capital as a form of Promotion of Pro-Poor Growth in the Brazilian States. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 35, n. 67, p. 237-267, mar.

Dinkelman, T. (2011), The Effects of Rural Electrification on Employment: New Evidence from South Africa. **American Economic Review** 101(7): 3078–3108.

Estache, A. (2010), A Survey of Impact Evaluation of Infrastructure Projects, Programs and Policies. **ECARES** Working Paper. No. 2010–005. Brussels: European Center for Advanced Research in Economics and Statistics.

Estache, A. and Fay, M. (2007), Current Debates on Infrastructure Policy. **World Bank Policy Research** Working Paper No. 4410. Washington, DC: The World Bank.

Gonzalez-Navarro, M. e Quintana-Domeque, C. (2015), Paving Streets for the Poor: Experimental Analysis of Infrastructure Effects. University of Oxford: **Department of Economics discussion paper series**, Number 757.

Gibson, J. and Rozelle, S. (2003), Poverty and Access to Roads in Papua New Guinea. **Economic Development and Cultural Change** 52(1): 159–185.

Guo, G. and Zhao, H. (2000), Multilevel modeling for binary data. Annual **Review of Sociology**, v.26, n. 1, p. 441-462.

Haughton, J.; Khandker, S. (2009). **Handbook on Poverty and Inequality**. Washington, DC: World Bank.

Hansen, H., Andersen, O. W. and White, H. (2011), Impact evaluation of infrastructure interventions, **Journal of Development Effectiveness**, 3:1, 1-8, DOI: 10.1080/19439342.2011.547659Jacoby, H. (2000), Access to Markets and the Benefits of Rural Roads. Economic Journal 110(465): 713–737.

Hox, J. (1998), Multilevel Modeling: When and Why. In: BALDERJAHN, I.;MATHAR, R., et al (Org.). **Classification, Data Analysis, and Data Highways**. 1. ed. Berlin: Springer Berlin Heidelberg. cap. 17, p.147-154. ISBN 978-3-540-63909-1.

Hulme, D., Moore, K., & Shepherd, A. (2001). **Chronic poverty: meanings and analytical frameworks. Manchester**: IDPM, University of Manchester, 2001 (CPRC Working Paper 2).

Jacoby, H. and Minten, B. (2008), On Measuring the Benefits of Lower Transport Costs. **Policy Research** Working Paper No. WPS 4484. Washington, DC: The World Bank.

Jalan, J. and Ravallion, M. (2003), "Does piped water reduce diarrhea for children in rural India?" **Journal of Econometrics** 112: 153-173.

Jalan, J. and Ravallion, M. (2002), "Geographic poverty traps? A micro model of consumption growth in rural china", **Journal of Applied Econometrics**, Vol. 17 No. 4, pp. 329-346.

Jerome, A. (2011), Infrastructure, Economic Growth and Poverty Reduction in Africa. **Journal of Infrastructure Development**, 3 (2), 127-151. Jones, (2006), Infrastructure to support

inclusive Growth and Poverty Reduction, Infrastructure for supporting Inclusive Growth and Poverty Reduction in Asia. Asian Development Bank (ADB). 9-13.

Khandker, S. and G. Koolwal (2007), "Are pro-growth policies pro-poor? Evidence from Bangladesh." Mimeo, The World Bank.

Kunze, L. (2010), "Capital taxation, long-run, and bequests." **Journal of Macroeconomics**, 32(4), 1067-1082.

Lima, A. C. C e Simões, R. F. (2010). Teorias Clássicas Do Desenvolvimento Regional E Suas Implicações De Política Econômica: O Caso do Brasil. **Rde - Revista De Desenvolvimento Econômico**, Ano XII Nº 21 julho De 2010 Salvador, BA.

Lokshin, M. and Yemtsov, R. (2005), "Has Rural Infrastructure Rehabilitation in Georgia Helped the Poor?" **The World Bank Economic Review**, 19 (2), 311–33.

Lopez, H. (2004). "Pro-Poor-Pro-Growth: Is There a Trade-Off?" **The World Bank Policy Research** Working Paper No. 3378.

Marinho, E., Campelo, G., França, J. e Araujo, J. (2017), Impact of infrastructure expenses in strategic sectors for Brazilian poverty. **Revista Economia da ANPEC**, v. 18, p. 244-259, 2017.

Myrdal, Gunnar (1957). **Economic theory and underdeveloped regions**. London: Gerald Duckworth & CO, 1957. 167p.

North, D. C. (1977). Teoria da localização e crescimento econômico regional. In: Schwartzman, J. **Economia regional**: textos escolhidos. Cedeplar, Belo Horizonte.

Raiser, Martin; Clarke, Roland N.; Procee, Paul; Briceno-Garmendia, Cecilia M.; Kikoni, Edith; Mubiru, Joseph Kizito; Vinuela, Lorena. (2017). Back to planning: how to close Brazil's infrastructure gap in times of austerity. Washington, D.C.: World Bank Group. http://documents.worldbank.org/curated/en/386151499876913758/Back-to-planning-how-to-close-Brazils-infrastructure-gap-in-times-of-austerity

Rauniyar, G., Orbeta, A. and Sugiyarto, G. (2011). Impact of water supply and sanitation assistance on human welfare in rural Pakistan. **Journal of development effectiveness**, 3 (1), 62–102.

Ravallion, M. (2004), "Pro-Poor Growth: A Primer." **World Bank Policy Research** Working Paper 3242.

Rocha, S. **Pobreza no Brasil: afinal de que se trata?**. Rio de Janeiro: FGV, 2006.

Rosenbaum, P.; Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, p. 41-55.

Sawada, Y. (2015), The Impacts of Infrastructure in Development: A Selective Survey. **ADBI Working Paper** 511. Tokyo: Asian Development Bank Institute. Available: http://www.adbi.org/working-paper/2015/01/20/6526.impacts.infrastructure.in.dev/.

Sen, A. (2000), **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo, Companhia das Letras.

Seneviratne, D. and Sun, Y. (2013), "Infrastructure and income distribution in ASEAN-5: what are the links?" **IMF Working Paper** 13/41.

Schiavon, L. C. (2014), **Pobreza e diversidades regionais: Uma investigação empírica**. Novas Edições Acadêmicas, Fevereiro, 92 páginas.

Willoughby, C. (2004), "Infrastructure and the Millennium Development Goals," Background Paper for the October 2004 **Berlin meeting of the POVNET Infrastructure working group**.

APÊNDICE

Quadro 1A: variáveis utilizadas na análise descritiva e, ou, modelos hierárquicos.

Tipo	Variável	Definição
Dependente	*rendfampc*	Rendimento domiciliar mensal per capita
	pobre	1, se *rendfampc* inferior a 140, 0 em caso contrário.
Domiciliar (a): controle	*sexochefam*	1, se o chefe da família é do sexo feminino;
	idadechefea	0 (grupo de referência), chefes com até 30 anos; 1, chefes entre 31 e 40 anos; 2, chefes entre 41 e 50 anos; 3, chefes entre 51 e 60 anos; 4, chefes com mais de 60 anos.
	companheiro	1, caso o chefe do domicílio vive em companhia de um cônjuge ou companheiro;
	escchefea	1 (grupo de referência), sem instrução e fundamental incompleto; 2, fundamental completo e médio incompleto; 3, médio completo e superior incompleto; 4, superior completo
	empchefea	1, se chefe está empregado; 0, caso contrário.
	corchefea	1, se chefe é branco; 0, caso contrário.
	moradores	Número de moradores no domicílio.
Domiciliar (b): acesso à serviços de infraestrutura	*agua*	1, se o domicílio é atendido pela rede geral de abastecimento de água; 0, caso contrário.
	esgoto	1, se domicílio é atendido pelo sistema de coleta; 0, caso contrário.
	sanea	1, se o domicílio possui acesso a água e esgoto; 0, caso contrário.
	energia	1 se domicílio possui acesso à energia elétrica por companhia distribuidora; 0, caso contrário.
	fixo	1, se o domicílio possui telefone fixo; 0, caso contrário.
	celular	1, se domicílio possui telefone móvel; 0, caso contrário.
	telec	1, se o domicílio possui telefone fixo ou móvel; 0, caso contrário
	sanea&energ	1, se o domicílio possui acesso aos serviços de saneamento e energia; 0, caso contrário
	sanea&telec	1, se o domicílio possui acesso aos serviços de saneamento e telecomunicações; 0, caso contrário
	energ&telec	1, se o domicílio possui acesso aos serviços de energia e telecomunicações; 0, caso contrário
	infra	1, se o domicílio possui acesso aos serviços de energia, telecomunicações e saneamento; 0, caso contrário.
Municipal	*txurbmun*	Percentual de indivíduos residentes em zona urbana
	propagricola	Percentual de indivíduos trabalhando no setor agrícola
	lnpop	Logarítimo natural da população
	fectot	Taxa de fecundidade total
	txsuper	Percentual da população com ensino superior completo
	propformal	Grau de formalização dos ocupados - 18 anos ou mais
	gini	Índice de Gini segundo renda domiciliar per capita

Fonte: IBGE (2010).

Tabela 2A: População atendida com serviços de infraestrutura (%), domicílios não pobres e amostra completa, 2010.

Variável	Amostra	*sanea*	*agua*	*esgoto*	*energ*	*telec*	*fixo*	*celular*	*Infra*	*sanea& energ*	*sanea& telec*	*energ& telec*
Total	Completa	54	83	55	98	88	41	83	51	54	51	87
	Não pobres	58	86	60	99	91	45	86	55	58	55	91
Rural	Completa	2	27	3	90	63	7	61	2	2	2	60
	Não pobres	3	28	4	93	71	9	68	2	3	3	68
Urbano	Completa	62	92	64	99	92	46	87	59	62	59	91
	Não pobres	64	92	66	99	94	50	88	61	64	62	93
Norte	Completa	12	54	14	90	78	20	77	11	12	11	75
	Não pobres	14	58	17	94	86	25	83	13	14	13	83
Nordeste	Completa	32	76	34	97	77	21	75	29	32	29	76
	Não pobres	38	81	40	98	84	27	81	35	38	35	83
Sudeste	Completa	79	90	81	99	93	56	86	75	79	75	92
	Não pobres	81	91	82	99	94	58	87	77	80	77	94
Sul	Completa	44	85	46	99	94	43	88	43	44	43	93
	Não pobres	45	86	47	99	94	45	89	44	45	44	94
Centro-Oeste	Completa	37	82	38	98	93	36	91	36	37	36	92
	Não pobres	39	83	40	99	94	38	92	38	38	38	94

Fonte: elaboração própria a partir de IBGE (2010).

Presença do Estado e Violência Urbana: Evidência da Ocupação Permanente das Favelas no Rio de Janeiro

Última Atualização: Maio 2015

Resumo

A violência urbana tem crescido dramaticamente em inúmeros países em desenvolvimento. Nestes países, grupos armados, motivados pela falta de presença do estado, dominam partes significativas do espaço urbano. Essas áreas, submetidas à dominação de grupos fortemente armados, geralmente sustentados pelos lucros expressivos obtidos com o tráfico de drogas, ficam expostas a uma situação de pobreza, marginalização e violência. Este estudo procura examinar os efeitos de uma grande intervenção na cidade do Rio de Janeiro, a implementação das Unidades de Polícia Pacificadoras (UPP), com o objetivo de retomar estas áreas urbanas dominadas por grupos armados. Para estimar os efeitos da introdução das UPPs, este trabalho utiliza uma metodologia de diferenças-em-diferenças, que realiza uma comparação entre os territórios retomados pela polícia e as localidades que permanecem sob domínio dos grupos armados. Os resultados mostram que a estratégia da UPP, de ocupar e estabelecer unidades de polícia permanentemente nas localidades previamente dominadas por grupos armados, reduz de forma significativa a violência não só nessas áreas, como também nas suas redondezas.

Palavras-chave: Crime, Violência, Unidade de Polícia Pacificadora, Diferenças-em-Diferenças, Segurança Pública.
Código JEL: K42, O38, O54.
Área: Economia Social e do Trabalho

State Presence and Urban Violence: Evidence from the Permanent Occupation of Rio de Janeiro's Slums

Last Updated: May 2015

Abstract

Urban violence has increased dramatically in many countries in the developing world. In part, this growth stems from the proliferation of non-state armed groups that dominate significant portions of the urban space. The lack of state presence motivated armed groups to concentrate their drug trade operations in slums, leaving these dwellings stuck in poverty, marginalization and violence. This paper examines the effects of a large intervention aimed at retaking control of slums dominated by drug gangs in the city of Rio de Janeiro. We use the differential timing in the implementation of this policy to asses how it affects violence both inside and outside slums. We find that the strategy to invade and establish permanent police units in slums causes a significant reduction in violence not only in these territories but also in their surroundings.

Keywords: Crime, Violence, Pacifying Police Units, Difference-in-Differences, Public Security.
JEL code: K42, O38, O54.
Area: Social and Labor Economics

1 Introduction

While violence has decreased in rich countries during the last two decades, it has increased dramatically in many nations of the developing world. Urban violence is now one of the main challenges facing countries like Brazil, Mexico and Venezuela despite the significant reduction in poverty and inequality achieved during the last decade. Many cities in Latin America rank among the most violent in the world and the number of gun related deaths in these municipalities is comparable to that of the most lethal civil wars. High levels of violence create large costs to society, especially for the urban poor who are disproportionally affected (World Bank 2011).

In most countries, sizable parts of the territory are comprised of slums, where state absence allowed for the emergence of non-state armed groups who control drug-dealing and rely on the use of force to maintain power. As a result, the population living in these impoverished and unattended areas is subject to high levels violence. The problem is magnified by the fight between non-state armed groups for control over the territories where the state is not present and by the police incursions that, in general target drug gangs, but ultimately inflict violence on the entire population of these areas.

What policies are effective in reducing violence in developing countries? Despite the widespread growth in urban violence across the developing world, there is little evidence on the effectiveness of programs that aim at controlling the actions of non-state armed groups.[1] Traditional strategies that have been shown to be effective in rich countries such as increasing the police in the streets, might not work in countries with weak institutions where corruption is widespread.[2] Moreover, even if these policies succeed, they might generate negative spillovers to other regions (Dell 2012; Gonzales-Navarro 2012).

This paper examines the effects of the Pacifying Police Units (UPPs), an ambitious policy implemented in the city of Rio de Janeiro, aimed at regaining control of slums that have been under the control of armed groups for decades. We use a difference-in-differences strategy that exploits geographic and temporal variation in the implementation of the program to estimate its impact on police performance, crime and violence.

We find that the UPPs have a large impact on police performance inside slums. Drug seizures increase by 235% and arrests by 153% in these areas. The policy also has a significant effect on violence. Police killings, which are deaths caused by police officers, decrease by 79% in slums. Moreover, shootings between gangs drop by 76% in these locations. We also analyse the effects of the UPPs on large areas comprised of both slums and their surroundings. When these territories are considered results show that the program is consistent with a growth of 124% in drug seizures and a decrease of 31% in police killings.

Our findings also indicate that the policy to retake control of slums has some unintended consequences. For instance, theft increases by 28% in slums. Moreover, we observe a growth in police performance in territories of the city of Rio de Janeiro that did not receive UPPs. Both drug and gun seizures increase significantly in these areas. We interpret these results as evidence of geographic displacement of gang members towards slums that were not occupied by the police. Surprisingly, contrary to our expectations, violence decreases slightly in the territories that did not receive UPPs. One possible explanation for these apparently contradictory findings is that non-state armed groups concentrate in assembling their forces in the receiving locations in order to increase the scale of the drug trade in these areas, since now the same operation has to provide for a larger number of traffickers.[3]

The paper proceeds as follows. In the next section we explain the data used to evaluate the impact of the program to retake control of slums on police performance, crime and violence. In the third section we discuss the empirical strategy and in the fourth section we present our results. The last section concludes.

[1] Large debate on the effects of police on crime (Levitt 2002; Di Tella and Schargrodsky 2004; Draca et al 2011; Chalfin and McCrary 2013).

[2] Banerjee et al (2012) for the case of India and Dell (2012) for Mexico.

[3] Anecdotal evidence suggests that meetings between gang members were in fact organized (some even involved leaders of different drug factions), as the UPPs expanded, in order to devise strategies to deal with the changed landscape. See for instance "http://oglobo.globo.com/rio/faccoes-rivais-se-unem-para-enfrentar-upps-3020776"

2 Data

The innovative strategy called *Unidades de Polícia Pacificadora* or Pacifying Police Units (UPPs) was designed by the state to regain control over the territory of the favelas. According to Piquet (2012), the policy was based on four aims: (i) the use of police coercion against the drug gangs; (ii) an increase in police activity to a level where it was no longer worth engaging in criminal activities; (iii) the permanent presence of the police in occupied communities and (iv) the commitment of police officers to support the introduction of local social policies.

The implementation of the program followed several steps. First, the government announced the occupation of favelas in advance, allowing drug dealers to leave the area and reducing civil casualties. As a consequence, there was very little conflict when police entered most communities which helped to garner support of the population for the policy. Second, the government established units of operation inside the invaded favelas and permanently assigned police officers to these buildings. Approximately 1 to 3 policemen were used per 100 individuals. The agents allocated to the UPPs were newly hired officers, that were trained to interact with the community and that received higher wages to reduce possibilities of corruption. Finally, the policy was supposed to be complemented with an increase in investments on social services in the occupied communities (this branch of the program received the name of social UPP).[4]

In Figure 1 we show two different measures of the phase-in of the invasions carried out by the police. We use information on both the percentage of the area of favelas that were occupied by the police and the proportion of the population of communities that was affected by the UPPs. As can be seen from the figure, there is a large increase between 2009 and 2010 irrespective of the measure considered. Furthermore, the timing and size of policy implementation is similar in both graphs. In Figure 2 we show the geographic distribution of the UPPs. The occupied favelas are concentrated in the south and north regions of the city. These areas are strategic to the international events since they contain important roads, stadiums and tourist attractions (Cano et al 2012).

In the empirical analysis we use two different datasets provided by the *Instituto de Segurança Pública* (ISP) - the statistical branch of the Rio de Janeiro Secretariat of Public Security. The ISP provides monthly crime and violence records aggregated at the level of police precincts. This dataset spans from January 2005 to December of 2015 and comprehends the 129 police precincts of the state of Rio de Janeiro.[5]

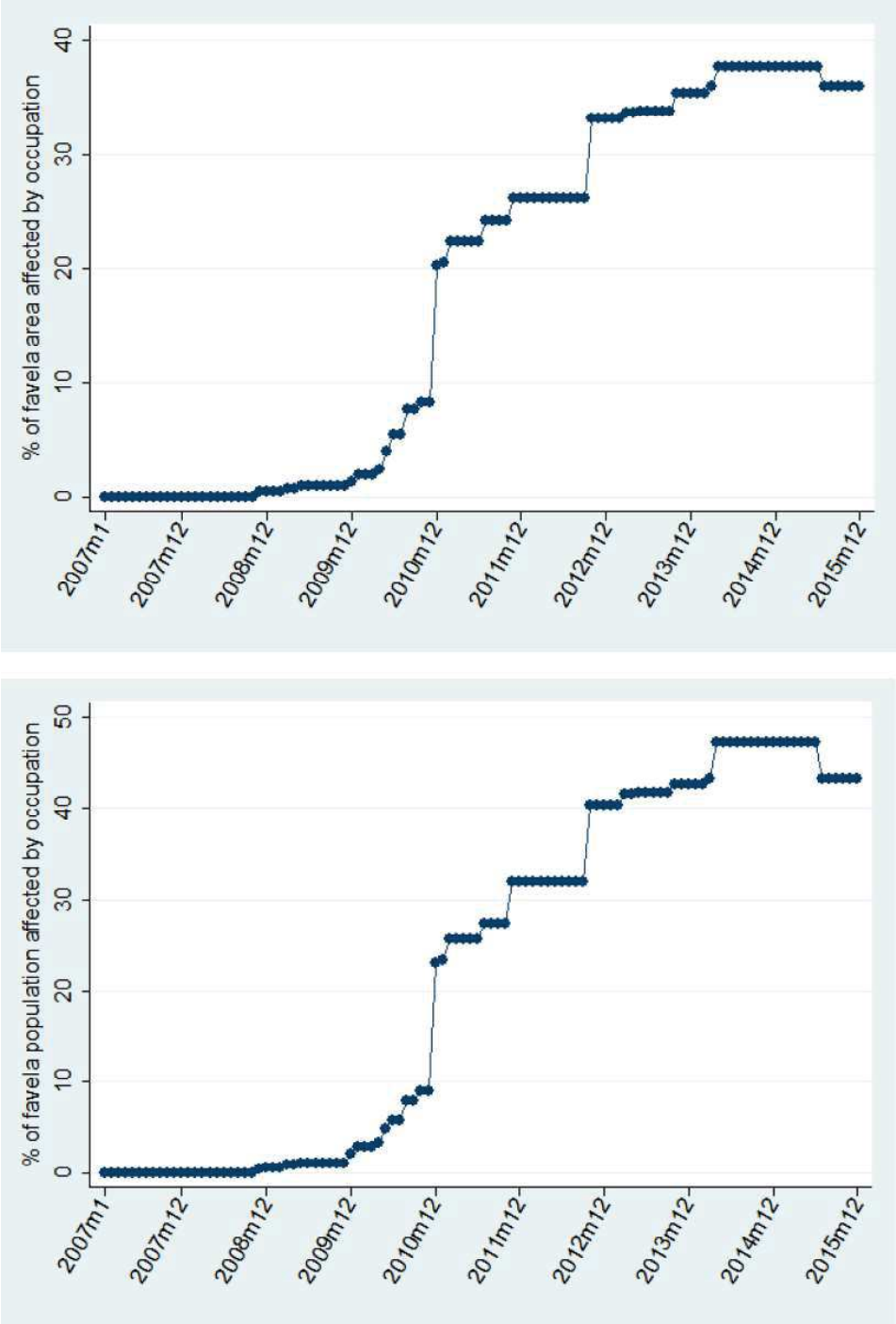
The ISP also provides a database where crime and violence records are aggregated at the UPP level. They used the official records, that contain the address of the events registered at the police departments, to retrospectively match episodes to UPPs based on street names and geographic references. This database is available monthly from January 2007 to December 2015 for the 38 UPPs that were inaugurated within this period. Events not matched to the territories of these particular UPPs were discarded. For simplicity, in the remainder of the paper, we will consider that every UPP contains only one favela. Moreover, we will refer to the crime and violence records aggregated at the level of the UPPs as favela data.

We complement this information with complaints to *Disque-Denúncia*, a crime report hotline. This institution, which is similar to the Crime Stoppers of the US, provides a toll free number that operates on a 24 hours per day schedule to receive anonymous calls regarding criminal activity. Particularly, we focus on two measures of violence: reports of shootings between gangs and on the illegal use of guns. We restrict our sample to events that happened inside one of the 30 favelas covered by the ISP database. The measures of violence were associated to slums based on the favela names and street addresses provided in the reports as described in Monteiro and Rocha (2013). For compatibility with the favela data these variables were aggregated on a monthly basis.

[4]Law number 42787 from January 2011 states the main objectives of the program and the stages of implementation.

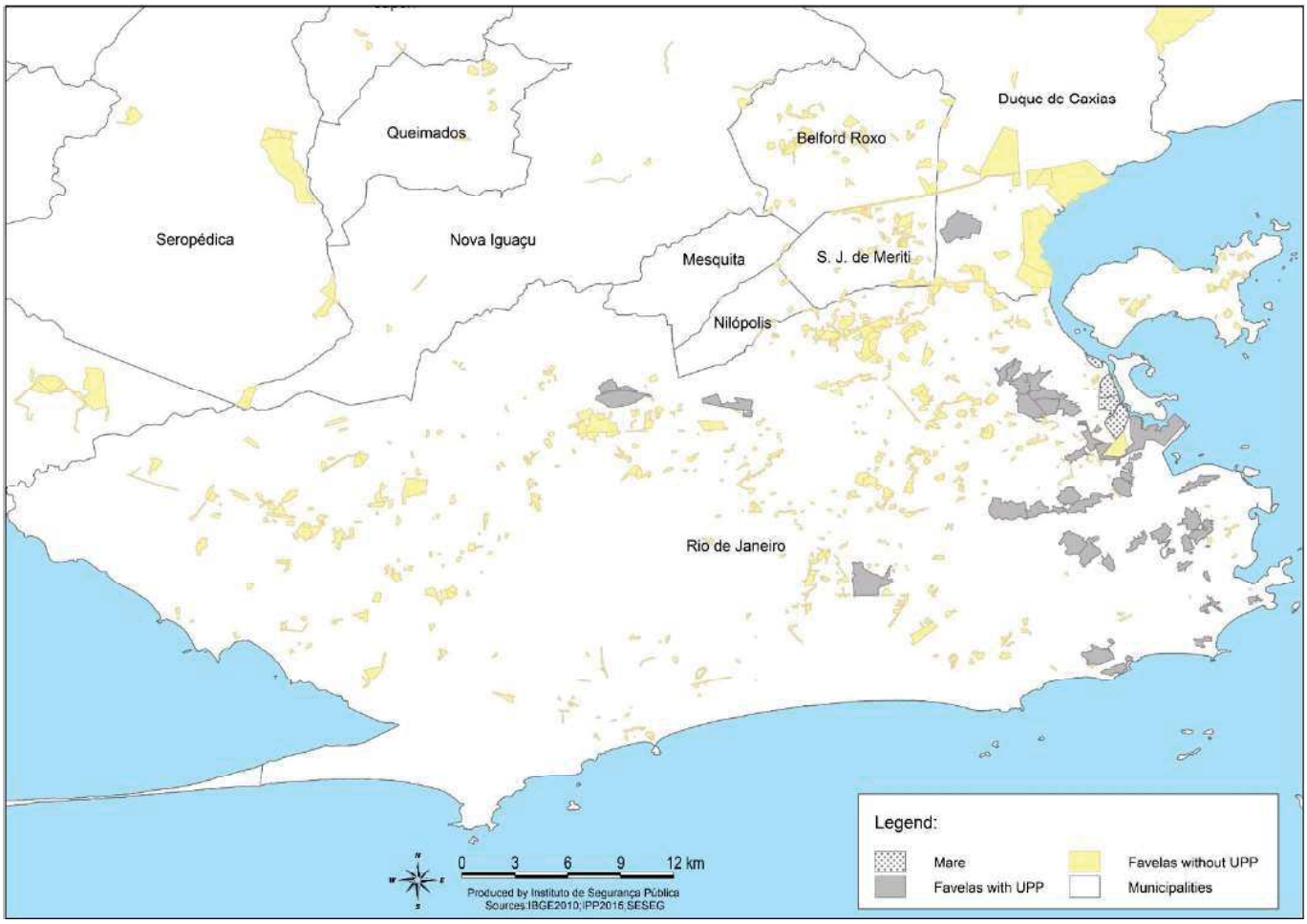
[5]The original database contained 142 police precincts. However, thirteen precincts were inaugurated during the period analyzed and were aggregated into the precincts that existed prior to their establishment. The resulting dataset consists of 129 police precincts across the state. There are 39 precincts in the city of Rio de Janeiro and additional 90 in the rest of the state of Rio de Janeiro. A detailed list of the police precincts that were aggregated is provided in Appendix A.

Figure 1: Different measures of UPP intensity



Notes. This figure was generated from the police precinct data. The sample only includes the 39 precincts located in the city of Rio de Janeiro. It displays the monthly evolution of two different measures of treatment intensity from January 2007 to December 2015. The top panel shows the average percentage of favela area affected by the police occupation. The bottom panel presents the average percentage of favela population affected by the police occupation.

Figure 2: Geographic distribution of the occupied favelas



Notes. This figure shows the favelas that were occupied by the police before December of 2015, those that were not occupied until this date and the geographic limit of selected municipalities. The map was generated by the Institute of Public Security (Instituto de Segurança Pública or ISP) which is a research branch of the Secretariat of Public Security of the state of Rio de Janeiro.

The information provided by *Disque-Denúncia* has several advantages. First, it contains statistics on measures of violence that are not available in the official records, such as shootings between gangs and the illegal use of guns. Therefore, the inclusion of these variables allows us to better understand the effects of the UPPs on different dimensions of violence. Second, *Disque-Denúncia* has no incentive to manipulate the number of complaints received since it is not directly responsible for public safety. Third, because the calls to this organization are anonymous, people might feel comparatively less threatened to report episodes of violence to *Disque-Denúncia* than to the authorities given that individuals actually have to enter a police station to be able to file a complaint.

Both police precincts and favelas may vary with respect to the number of individuals that reside inside their boundaries. In order to account for different population size across police precincts, we matched census tracts to the location of the police jurisdictions of our database using GIS tools and the shape files provided by the Brazilian Statistical Office (IBGE).[6] We used the censuses of 2000 and 2010 to calculate the total population of each precinct for both years. We then estimated monthly population by interpolating the number of inhabitants from the 2000 and 2010 censuses. The methodology implemented to generate monthly population is based on the approach used by the IBGE.[7] We adopted a

[6] Appendix B describes how we matched the census tracts to the police precincts.

[7] Appendix D describes the methodology of interpolation applied by the IBGE.

similar procedure to calculate the monthly population for the favela data.[8]

Table 1 reports summary statistics based on the 2010 census tracts located inside and outside favelas and across regions that were and were not occupied by the police. We observe that individuals that live in favelas with UPP presence are, richer than the residents of the untreated communities, but have less access to public services (columns 1 and 2). Alternatively, non-favela census tracts indicate that people located in UPP areas not only have higher income but also benefit from a better provision of public goods (columns 3 and 4).

Table 2 shows monthly rates per 100,000 inhabitants for measures of police performance, crime and violence. We provide statistics calculated both at the level of favelas and of police precincts. Violence seems to be concentrated in communities since both the police killings and homicides are more prevalent in these territories. Favelas are also the target of most of the operations organized by the police, which is evidenced by the larger apprehension of guns and drugs in these areas (arrests are similar across columns). This is consistent with qualitative evidence that suggests that the drug trade happens mainly inside communities. Finally, crimes such as robberies and thefts are more common in the police precincts, which encompass both favelas and their surroundings. This makes sense since the areas in the vicinity of the communities tend to be richer (as shown in Table 1).

[8]The method used to match census tracts to favelas is described in Appendix C and the procedure to obtain monthly population for the slums is presented in Appendix D.

Table 1: Discriptive statistics on favelas and non-favelas.

	Favelas	Favelas	Non-favelas	Non-favelas
	Without UPP	With UPP	Without UPP	With UPP
	(1)	(2)	(3)	(4)
Percent of households headed by a literate individual	0.92	0.91	0.97	0.98
	(0.002)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
Percent of households headed by men	0.54	0.53	0.56	0.52
	(0.004)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
Percentage of blacks	0.16	0.17	0.11	0.09
	(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
Percent of the population between 15 and 24	0.18	0.19	0.15	0.14
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
Household size	3.32	3.30	3.02	2.80
	(0.011)	(0.013)	(0.005)	(0.006)
Percent of households located in a street with public lighting	0.29	0.24	0.94	0.97
	(0.014)	(0.011)	(0.003)	(0.002)
Percent of households located on a paved street	0.24	0.23	0.89	0.97
	(0.014)	(0.011)	(0.003)	(0.002)
Percent of households where waste accumulates outside the property	0.06	0.03	0.04	0.04
	(0.007)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
Percent of households with access to piped water	0.35	0.30	0.96	0.98
	(0.016)	(0.012)	(0.002)	(0.001)
Percent of households connected to the public sewage system	0.27	0.27	0.86	0.94
	(0.013)	(0.012)	(0.004)	(0.002)
Income per capita	452.68	460.59	1220.93	1764.14
	(4.769)	(3.116)	(20.390)	(21.478)
Observations	888	1331	3447	4529

Notes. This table reports descriptive statistics generated from the Census of 2010, provided by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE]). The sample is restricted to the census tracts of the capital city of Rio de Janeiro. These units were initially separated between occupied and non-occupied precincts and then divided into the favela and non-favela territories. Standard errors are reported in parentheses.

Table 2: Descriptive statistics on police performance, crime and violence.

	Favelas (1)	Police Precints (2)
Arrest rate	11.861	14.460
	(1.544)	(1.482)
Drug seizure rate	16.985	10.874
	(1.821)	(1.143)
Gun seizure rate	20.078	10.465
	(1.981)	(1.146)
Homicide rate	5.110	4.271
	(0.771)	(0.472)
Police killing rate	4.815	1.498
	(0.712)	(0.195)
Robbery rate	70.269	301.547
	(6.559)	(43.318)
Theft rate	37.583	465.544
	(3.243)	(87.168)
Negligent injury rate	13.065	47.095
	(1.830)	(5.771)
Negligent homicide rate	1.097	1.688
	(0.293)	(0.184)
Rate of shootings between gangs		n/a
		n/a
Observations	456	468

Notes. This table reports descriptive statistics calculated using both the favela and the police precinct data. The variables shown in lines 1-9 are generated from the oficial crime statistics provided by the Institute of Public Security (Instituto de Segurança Pública[ISP]) and the one displayed in line 10 is created from the information collected by the Disque-Denúncia. All variables refer to monthly rates per 100,000 inhabitants. The sample is restricted to the year of 2007, which is the last year prior to the begining of the intervention. Column 1 considers the 38 favelas located inside the capital city of Rio de Janeiro that were occupied by the police between 2008 and 2015 in order to establish a UPP. Column 2 focuses on the 39 police precincts located inside the capital city of Rio de Janeiro. Standard errors are reported in parentheses.

3 Empirical Strategy

We evaluate the effects of the police occupation using poisson regression models. The choice for this estimation method stems from the incident-based nature of our data.[9] Specifically, when analysing the information aggregated at the level of the favela we estimate the following model:

$$log(c_{jt}) = \alpha_j + \beta_t + \lambda_j * t + \gamma P_{jt} + log(pop_{jt}) \quad (1)$$

Where c_{jt} is the count of an event (either related to police performance, crime or violence) in favela j in month t, α_j

[9]Some recent applications of count data models to crime and violence include Card and Dhal (2011) and Gonzalez-Navarro (2012)

is a favela fixed-effect, β_t is a month-year fixed-effect and P_{jt} indicates whether the favela j was occupied by the police in month t. In the preferred specifications we add favela specific time trends, $\lambda_j * t$, which control for potential different trends in the dependent variables of interest across slums, before the implementation of the UPP program. In some cases we also experiment with more saturated models which include favela quadratic time trends. Every poisson specification is estimated with a constrained coefficient of one for the $log(pop_{jt})$, which allows us to interpret the parameter γ as providing the impact of the police invasion on the rate of the dependent variable being studied (Osgood 2000). Also, in all regressions standard errors are clustered at the favela level to account for the serial correlation of our monthly data. We estimate similar specifications when considering the police precinct data.

We start by analysing the impact of the UPPs using the information aggregated at the favela level. In this case, our difference-in-differences empirical strategy compares changes that occur in the dependent variables of interest before and after a favela is occupied by the police. The identification assumption is that communities that were invaded later serve as an appropriate counterfactual for favelas that received a UPP in the early stages of the program.

For the purposes of our analysis of the effects of the policy to retake control of slums using the police precinct data we divide the state of Rio de Janeiro in four regions. The areas are: (i) the 25 precincts of the city of Rio de Janeiro that received at least one UPP between November 2008 and December 2015, (ii) the 14 precincts of this municipality that were not occupied by the police, (iii) the 24 precincts located in the other cities of the metropolitan region and (iv) the 66 precincts lying in the rest of the state (or placed outside of the metropolitan region).[10] Figure 3 depicts these territories.

In order to evaluate the impact of the police occupation not only in favelas but also in their surroundings, we focus on the 25 precincts of the city of Rio de Janeiro that received at least one UPP between November 2008 and December 2015. The identification assumption of these difference-in-difference models is that the last precincts to receive a UPP serve as a reasonable proxy for those that were occupied first by the police.

Because precincts are comprised of large areas which often contain more than one favela we construct three alternative measures of UPP presence. First, we create a treatment indicator that equals one in the month that the first favela of a precinct is invaded by special police forces with the goal of establishing a UPP. Another option is to build continuous treatment variables that capture changes in the intensive margin of policy implementation. Thus as more favelas located in a precinct are occupied by the police, these measures increase. We create two alternative continuous treatment variables: the percentage of the *population* of communities affected by the police occupation and the percentage of the *area* of favelas affected by the UPPs.[11] We only provide results associated with the percentage of the *population* of communities affected by the UPPs, since our findings are not sensitive to the continuous treatment variable considered.

The main issue of concentrating attention on the 25 precincts that received a UPP is that common shocks affecting the entire state might be interpreted as an effect of the policy to retake control of slums. To deal with this difficulty we estimate difference-in-difference models that use the 14 precincts of the municipality of Rio de Janeiro that were not occupied by the police as a control group. Two factors threaten the validity of the results found using this approach. First, precincts were not chosen at random to be occupied by the police. If the precincts where drug dealers were losing power were more likely to receive UPPs, our results would overestimate the effects of the policy. Alternatively, if the occupation was targeted at precincts where violence was increasing the most, we would underestimate the impact of the UPPs. To verify that police invasions were not motivated by the evolution of violence over time we plot, in the top panel of Figure 4, average homicide rates for occupied and non-occupied police precincts of the city of Rio de Janeiro. Two features emerge from the graph. First, we observe that trends with respect to violence for treated and untreated precincts were similar prior to the implementation of the UPPs. This increases our confidence in the validity of our difference-in-difference estimates. Surprisingly, the other characteristic that becomes apparent is that the parallel trends in violence seem to be preserved even after the beginning of the program.

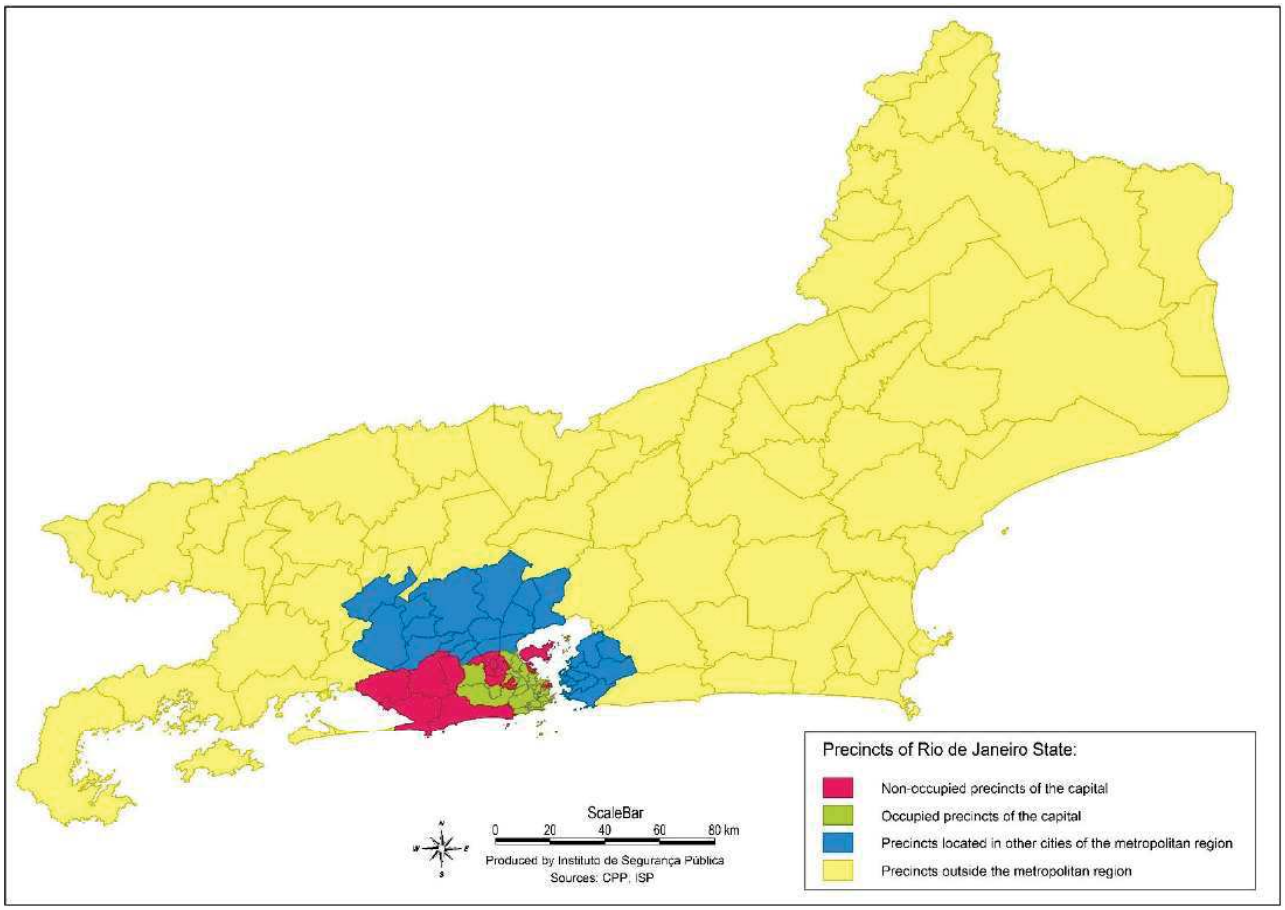
In general, the official statistics might be subject to both measurement error and manipulation by corrupt public

[10] We assume that treatment begins with the police occupation, which occurs when the police enters a favela to start the process of permanent occupation of the area. Results not shown indicate that the estimated effects of the policy are weaker when we consider that the treatment starts upon the inauguration of the UPP.

[11] Appendix E describes the methodology used to create the two measures of treatment intensity adopted in this study.

security agents. Because the information provided by the ISP only contains cases of victims that bothered to go into a police station to file a complaint, official data might be significantly underreported. The exceptions are homicides, that are more likely to be registered, due to the seriousness of this type of offense, and car thefts that tend to be recorded by victims in order to collect their insurance policy. To deal with these issues we use the alternative measures of violence provided by *Disque-Denúncia*, namely complaints regarding shootings between gangs and on the illegal use of guns.

Figure 3: A map of the state of Rio de Janeiro



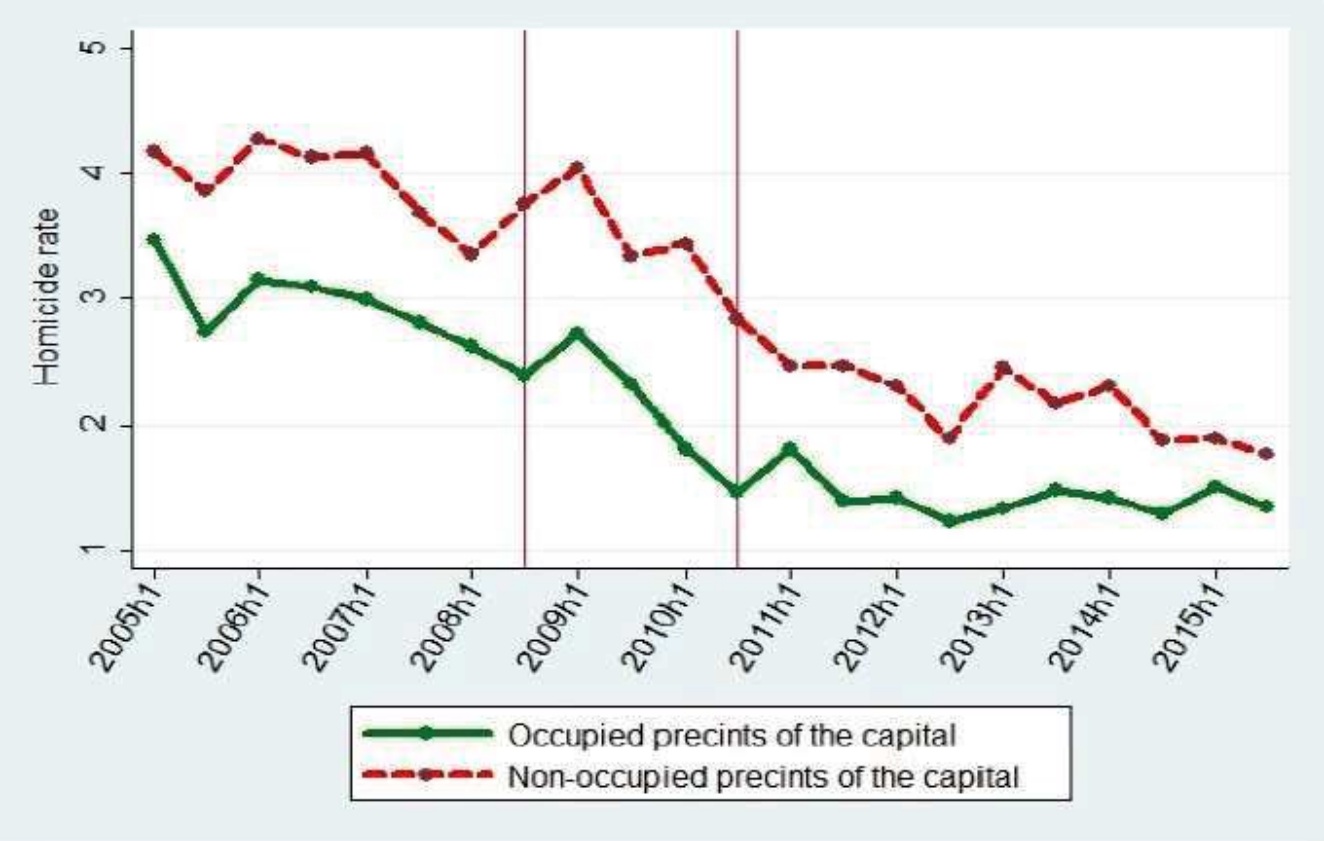
Notes. This figure shows the 25 occupied precincts of the capital, the 14 non-occupied precincts of the capital, the 24 precincts located in other cities of the metropolitan region and the 66 precincts lying outside the metropolitan region. The map was generated by the Institute of Public Security (Instituto de Segurança Pública or ISP) which is a research branch of the Secretariat of Public Security of the state of Rio de Janeiro.

In general, the official statistics might be subject to both measurement error and manipulation by corrupt public security agents. Because the information provided by the ISP only contains cases of victims that bothered to go into a police station to file a complaint, official data might be significantly underreported. The exceptions are homicides, that are more likely to be registered, due to the seriousness of this type of offense, and car thefts that tend to be recorded by victims in order to collect their insurance policy. To deal with these issues we use the alternative measures of violence provided by *Disque-Denúncia*, namely complaints regarding shootings between gangs and on the illegal use of guns.

In Figures 5 and 6 we provide an informal graphic investigation of the impact of the UPPs on police performance and violence, before turning, in the next section, to a more rigorous econometric analysis of the effect of the policy. Figure 4 focuses on favelas while Figure 5 considers only the treated precincts. Each graph contained in the figures displays an event study analysis, comprised of a 24 month window around the month of police occupation. Irrespective of the sample considered (favelas or treated precincts) we observe that the police occupation is consistent with a permanent: (i)

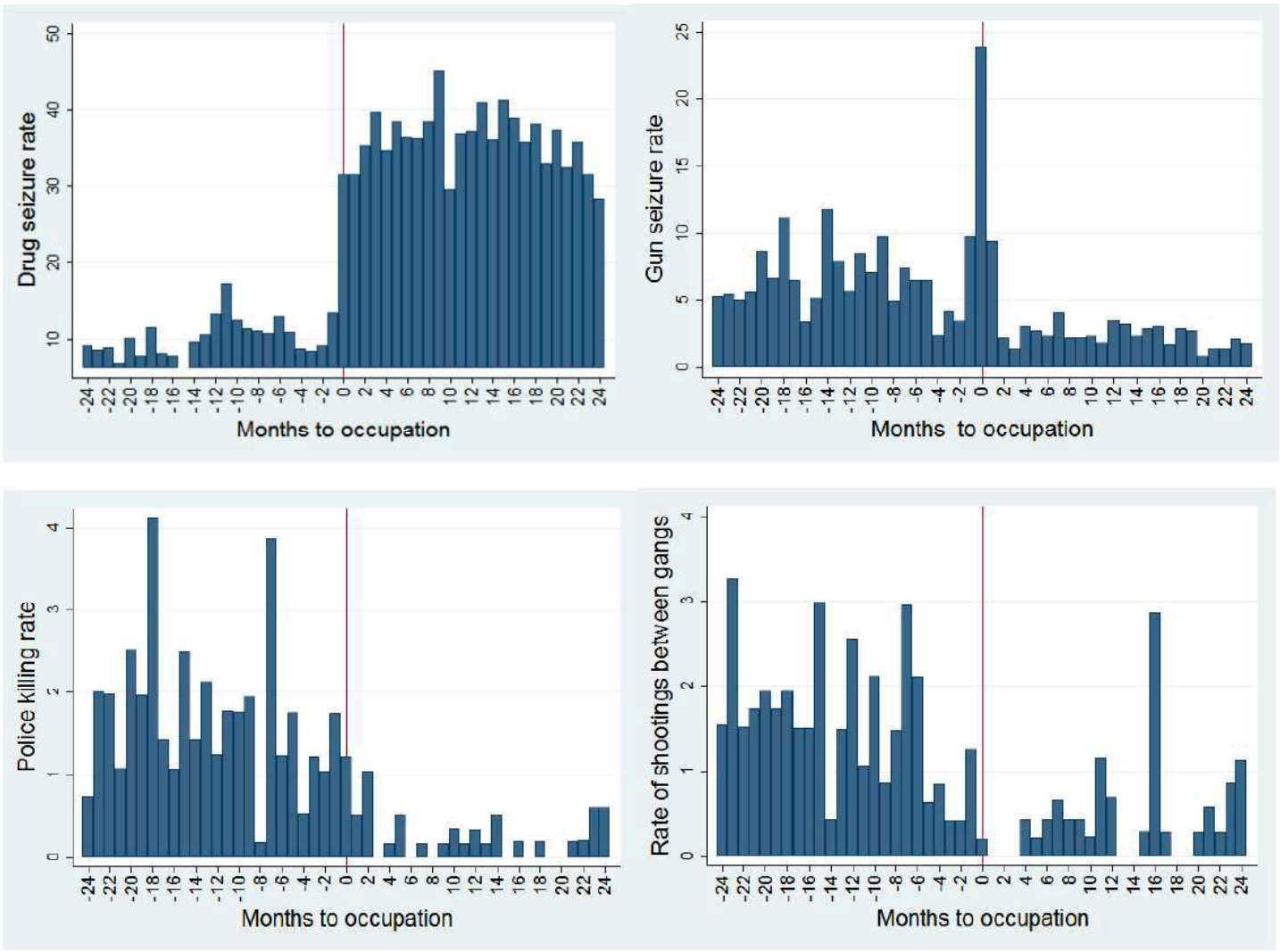
increase in drug seizures, (ii) decrease in police killings and (iii) drop in shootings between gangs. Surprisingly, there's an imediate growth in gun seizures, but contrary to the behaviour observed for drug seizures, the effect completely vanishes in the second month after the police occupation.

Figure 4: Evolution of the homicide rate across different groups of precints



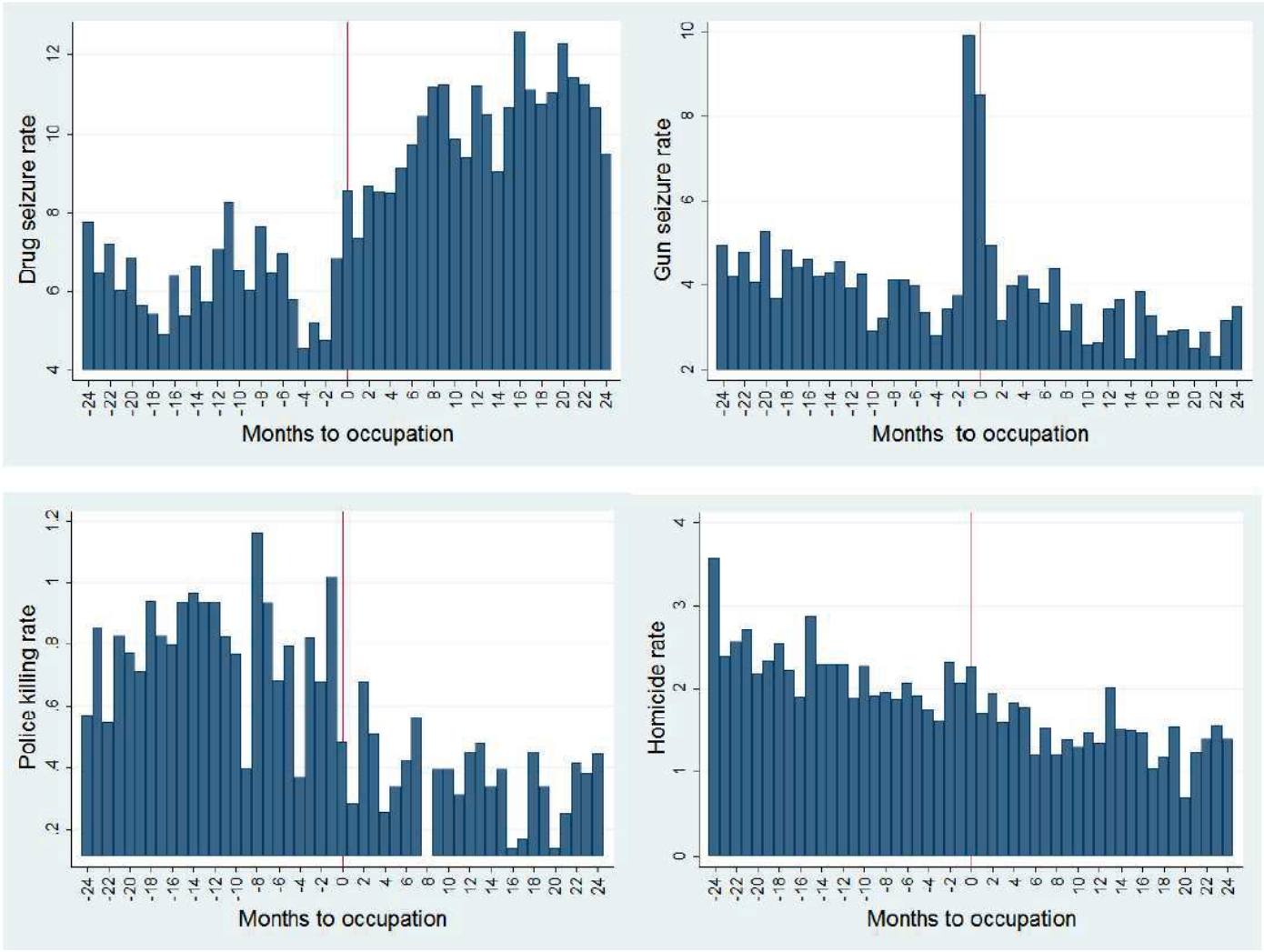
Notes. This figure was generated from the police precinct data. It displays the evolution of the average homicide rate, calculated per semester in order to reduce noise, from January 2005 to December 2015. The figure displays the behavior over time of this variable for both the 25 occupied and the 14 non-occupied precincts of the capital city of Rio de Janeiro.

Figure 5: Evaluating the impact of the police occupation in favelas (event study analysis using monthly rates)



Notes. This figure presents a 48 month window around the month of police occupation. Every graph was constructed using the favela data which comprises 108 months, from January 2007 to December 2015, and the 38 favelas that were occupied by the police between 2008 and 2015 in order to establish a UPP. The graphs display the evolution of: (i) the drug seizure rate, (ii) the gun seizure rate, (iii) the gun seizure rate, (iv) the police killing rate, (v) the rate of shootings between gangs. All variables refer to monthly rates per 100.000 inhabitants. The graph for the arrest rate is similar to the one presented in the top left panel, which refers to the drug seizure rate, and was omitted to save space.

Figure 6: Evaluating the impact of the police occupation in police precincts (event study analysis using monthly rates)



Notes. This figure presents a 48 month window around the month of police occupation. Every graph was constructed using the precinct data which contains 132 months, from January 2005 to December 2015. The sample was restricted to the 25 police precincts of the capital city of Rio de Janeiro that had at least one favela occupied by the police between 2008 and 2015. This means that the restricted sample contains only the 25 occupied precincts of the capital. The graphs display the evolution of: (i) the drug seizure rate, (ii) the gun seizure rate, (iii) the police killing rate and (iv) the homicide rate. All variables refer to monthly rates per 100.000 inhabitants. The graph for the arrest rate is similar to the one presented in the top left panel, which refers to the drug seizure rate, and was omitted to save space.

4 Results

We start by analyzing the effect of police occupation on the 38 favelas that were invaded by the police between 2008 and 2015. Table 3 reports results of Poisson regressions based on equation 1. Panel A shows the impact on measures of police performance. The police occupation is associated with large increases in arrests and drug seizures. The preferred specification, which controls for favela linear time trends (column 2), indicates that UPP presence increases the arrest rate by approximately 153 percent and the drug seizure rate by nearly 235 percent. Interestingly, we do not find an impact on gun seizures. This result can be explained by the fact that the police invasions are announced in advance, which allows traffickers to flee to other communities. Anecdotal evidence indicates that guns are the main asset that gang members can offer to local bosses in order to be accepted in their communities.

In Panel B we show the effects on measures of violence. There is strong evidence that the presence of a UPP reduces armed conflicts in favelas. We observe a reduction on both the number of police killings and the reports of shootings between gangs, per 100,000 inhabitants. The former drops by about 79 percent while the latter decreases by 76 percent. The police occupation is also associated with a reduction in the homicide rate and on reports of the illegal use of guns per 100,000 inhabitants, however, the coefficients are not precisely estimated and are not statistically different from zero. The lack of an effect on homicides is consistent with qualitative evidence which indicates that homicides are underreported in favelas.[12]

Table 4 evaluates the impact of the UPPs at a broader area by looking at precinct level data. The advantage of considering events reported to the authorities at this more aggregate level is that it includes episodes that occur both inside and outside the favelas. We report only the coefficients of the preferred Poisson specification, which controls for a linear time trend for each department's jurisdiction. We consider different definitions of treatment variables and use different samples across columns. In column 1, the sample is restricted to the 25 police precincts of the city of Rio de Janeiro that had at least one favela occupied by the police between November of 2008 and December of 2015. This sample is comparable to the favela data, since the 38 communities that were invaded by the police lie within the boundaries of the jurisdiction of these 25 police departments. Panel A shows that drug seizures and arrests increases in precincts that had at least one favela pacified. Panel B, confirms that UPP presence is associated with a large reduction in the number of police killings per 100,000 inhabitants, which decreased by 31%. The precinct level data also indicates that police occupation is associated with a reduction of 17% in the homicide rate of the jurisdictions directly affected by the UPPs.

In columns 2 and 3 we estimated the impact of the police occupation by considering different control groups. In column 2, we compare the precincts affected by the UPPs with the remaining 14 untreated precincts of the city of Rio de Janeiro. In column 3, we compare the affected precincts with the 66 precincts located outside the metropolitan region. Although this group may differ more substantially from the treated precincts in terms of observable and unobservable characteristics, it is potentially less contaminated by the policy since it is located farther away from the city. The results are quite robust across columns and indicate that UPP presence is associated with a reduction in the homicide rate between 17% and 23%, regardless of the selected control group. Columns 4 to 6 repeat the same exercises shown in columns 1 to 3 but use a continuous measure of treatment, which takes into account the percentage of the *population* that lives in favelas that was affected by the police occupation in each month. This variable allows us to explore the effect of the UPPs as a function of program intensity. Reassuringly, the results are robust to this alternative measure. Furthermore, our findings are qualitatively similar in unreported specifications that use the percentage of the *area* in favelas affected by the police occupation, in each month, as the alternative treatment measure.

[12] Amorin (1993) mentions the use of clandestine cemeteries hidden in the wooded areas of favelas as a common strategy adopted to dispose of corpses.

Table 3: The impact of UPP on police performance and violence inside Favelas.

Treatment variable:	Dummy for police occupation		
	(1)	(2)	(3)
Panel A - Police performance			
Arrests	1.024	0.927	0.929
	(0.167)***	(0.144)***	(0.208)***
Pseudo R2	0.546	0.559	0.571
Drug seizures	1.375	1.209	1.258
	(0.233)***	(0.158)***	(0.136)***
Pseudo R2	0.556	0.578	0.594
Gun seizures	-0.585	-0.439	-0.231
	(0.313)***	(0.297)***	(0.392)***
Pseudo R2	0.278	0.300	0.310
Observations	4,104	4,104	4,104
Panel B - Violence			
Homicides	-0.418	-0.310	-0.052
	(0.183)***	(0.198)***	(0.214)***
Pseudo R2	0.240	0.259	0.271
Drug seizures	-1.669	-1.583	-1.642
	(0.221)***	(0.276)***	(0.327)***
Pseudo R2	0.282	0.320	0.351
Gun seizures	-1.564	-1.444	-1.658
	(0.576)***	(0.394)***	(0.459)***
Pseudo R2	0.323	0.363	0.405
Observations	4,104	4,104	4,104
Favela effects	X	X	X
Linear trend		X	X
Quadratic trend			X

Notes. This table reports coefficients of a dummy variable indicating UPP presence. The dependent variables are measures of police performance and violence and are listed in each line. The coefficients are estimated through Poisson regressions. The data includes 108 months, from January 2007 to December 2015, and 38 favelas that were occupied by the police between 2008 and 2015 in order to establish a UPP. All specifications control for month fixed effects and for the log of the population with a fixed coefficient of 1. Standard errors clustered at favela level are reported in parentheses. Significantly different than zero at 99 (***), 95 (**), 90 (*) percent confidence.

Table 4: The impact of UPP on police performance and violence at Police Precints.

Treatment variable:	Dummy for police occupation			% of favela population affected by the police occupation		
	Only precints affected by the police occupation	All precints within the capital	Affected precints within the capital and precints outside the metropolitan region	Only precints affected by the police occupation	All precints within the capital the metropolitan region	Affected precints within the capital and precints outside the metropolitan region
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A - Police performance						
Arrests	0.234	0.199	0.240	0.431	0.352	0.419
	(0.118)**	(0.113)*	(0.113)*	(0.252)*	(0.232)	(0.216)*
Pseudo R2	0.539	0.640	0.450	0.541	0.641	0.451
Drug seizures	0.388	0.377	0.391	0.840	0.784	0.808
	(0.179)**	(0.177)**	(0.102)***	(0.229)***	(0.218)***	(0.257)***
Pseudo R2	(0.610)	(0.685)	(0.577)	(0.615)	(0.688)	(0.579)
Gun seizures:	-0.062	-0.161	-0.020	-0.390	-0.522	-0.207
	(0.100)	(0.118)	(0.111)	(0.255)	(0.242)**	(0.221)
Pseudo R2	(0.395)	(0.412)	(0.260)	(0.397)	(0.414)	(0.260)
Observations	3,300	5,148	12,012	3,300	5,148	12,012
Panel B - Violence						
Homicides	-0.226	-0.181	-0.260	-0.464	-0.279	-0.488
	(0.087)***	(0.085)**	(0.082)***	(0.134)***	(0.137)**	(0.105)***
Pseudo R2	0.272	0.299	0.236	0.272	0.298	0.237
Police killings	-0.376	-0.365	-0.378	-1.064	-0.916	-1.007
	(0.182)**	(0.170)**	(0.174)**	(0.360)***	(0.301)***	(0.320)***
Pseudo R2	0.269	0.304	0.374	0.271	0.305	0.376
Observations	3,300	5,148	12,012	3,300	5,148	12,012

Notes. This table reports coefficients of: (i) a dummy variable indicating UPP presence in columns 1-3 and (ii) the percentage of the favela population affected by the police occupation in columns 4-6 (mean percentage of favela population affected by the police occupation reached 48% in 2015 - considering all precincts within capital). The dependent variables are listed in each line. The coefficients are estimated through Poisson regressions. The main dataset consists of 132 months, from January 2005 to December 2015, and 130 police precincts. All specifications include month and police precinct fixed effects. Furthermore, every regression controls for police precinct linear time trends and the log of the population with a fixed coefficient of 1. Columns 1 and 4 focus on the treatment group of the 25 precincts affected by the police occupation at the capital city of Rio de Janeiro (these are the 25 police precincts that have at least one favela occupied by the police). The remaining columns compare these police precincts to different control groups. Columns 2 and 5 consider the 14 precincts not affected by the police occupation at the capital city of Rio de Janeiro as the control group. Columns 3 and 6 use the 66 police precincts located outside the metropolitan region as the control group. Standard errors clustered at precinct level are reported in parentheses. Significantly different than zero at 99 (***), 95 (**), 90 (*) percent confidence.

4.1 Placebo Tests

We do not expect to observe an effect of UPP presence on negligent injuries and negligent homicides. These variables are mainly comprised of records of individuals wounded and killed in car accidents. Since police officers are not allocated to favelas to oversee car circulation both negligent injuries and negligent homicides should be uncorrelated with the program. A significant effect of the police occupation on such variables may indicate that our main results stem from a failure to properly control for unobserved factors that are simultaneously correlated with UPP presence and our selected measures of crime and violence. Hence, we estimate placebo tests in which the dependent variables are: negligent injuries and negligent homicides. Table 5 reports the results of Poisson regressions that verify if these variables are affected by UPP presence. Column 1 focuses on the favela data. In columns 1 to 7 we use the police precint data to measure the impact of the UPPs on other types of crimes, not only inside favelas but also in their vicinity. Each column considers different treatment variables and different samples. In column 2, the sample is restricted to the 25 police precints of the city of Rio de Janeiro that had at least one favela invaded by the police. These jurisdictions are compared to: (i) the remaining 14 untreated precincts of the municipality in column 3 and (ii) the 66 precincts located outside the metropolitan region in column 4. The treatment variable considered in columns 2 to 4 is a dummy indicating UPP presence. The main weakness of this indicator of police invasion is that it fails to consider the gradual expansion of the policy. Columns 5 to 7 impose the same restrictions as columns 2 to 4 but use the percentage of the population resident in favelas affected by the police occupation as an alternative measure of treatment. This variable has the advantage of exploring the intensification of the program. Overall, we find that the police occupation has no effect on both negligent injuries and negligent homicides (only one of fourteen estimated coefficients turned out to be statistically significant). This evidence is encouraging and increases our confidence in the main results of this article.

4.2 Robustness Checks

Finally, we use the Ordinary Least Squares (OLS) method, instead of the Poisson models, to check for the robustness of our findings. Table 6 displays the results of estimating these alternative specifications. We consider the log of the rate per 100,000 inhabitants, of our measures of police performance and violence, as the dependent variables of interest.[13] Furthermore, columns 1 to 7 use the same definitions of the treatment variable and identical samples as the ones adopted in Table 5. Reassuringly, the results of the OLS regressions are qualitatively similar to the findings of the Poisson models. The police occupation increases drug seizures and decreases police killings. For example, the coefficient displayed in column 1 indicates that UPP presence leads to a growth of almost 70% in the drug seizure rate.

[13] To avoid missing values we add one before calculating the rate and taking logs.

Table 5: Placebo test

Treatment variable:	Dummy for police occupation				% of favela population affected by the police occupation		
	Favelas	Only occupied precints of the capital	All precints within the capital	Occupied precints of the capital and precints outside the metropolitan region	Only occupied precints of the capital	All precints within the capital	Occupied precints of the capital and precints outside the metropolitan region
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Negligent injuries	0.234	-0.031	-0.007	-0.021	0.047	0.078	0.040
	(0.066)***	(0.040)	(0.043)	(0.042)	(0.061)	(0.057)*	(0.057)
Pseudo R2	0.538	0.595	0.532	0.412	0.595	0.532	0.412
Negligent homicides	0.070	-0.040	-0.033	-0.062	-0.191	-0.197	-0.177
	(0.411)	(0.077)	(0.077)	(0.069)	(0.129)	(0.130)	(0.118)
Pseudo R2	0.435	0.190	0.148	0.191	0.191	0.148	0.191
Observations	4,104	3,300	5,148	12,012	3,300	5,148	12,012

Notes. This table reports coefficients of: (i) a dummy variable indicating UPP presence in columns 1-4 and (ii) the percentage of the favela population affected by the police occupation in columns 5-7 (mean percentage of favela population affected by the police occupation reached 48% in 2015 - considering all precincts within capital). The dependent variables are listed in each line. The coefficients are estimated through Poisson regressions. In column 1 the unit of analysis is the favela. In this case the data includes 108 months, from January 2007 to December 2015, and 38 favelas that were occupied by the police between 2008 and 2015 in order to establish a UPP. In columns 2-7 the unit of analysis is the police precinct. In this case the main dataset consists of 132 months, from January 2005 to December 2015, and 130 police precincts. Columns 2 and 5 focus on the treatment group of the 25 occupied precincts of the capital city of Rio de Janeiro (these are the 25 police precincts that have at least one favela occupied by the police). The remaining columns compare these police precincts to different control groups. Columns 3 and 6 consider the 14 non-occupied precincts of the capital city of Rio de Janeiro as the control group. Columns 4 and 7 use the 66 police precincts located outside the metropolitan region as the control group. All specifications include month and unit of analysis fixed effects. Furthermore, every regression controls for unit of analysis linear time trends and the log of the population with a fixed coefficient of 1. Standard errors clustered at the unit of analysis level are reported in parentheses. Significantly different than zero at 99 (***), 95 (**), 90 (*) percent confidence.

Table 6: Robustness checks - OLS

Treatment variable:	Dummy for police occupation				% of favela population affected by the police occupation		
	Favelas	Only occupied precints of the capital	All precints within the capital	Occupied precints of the capital and precints outside the metropolitan region	Only occupied precints of the capital	All precints within the capital	Occupied precints of the capital and precints outside the metropolitan region
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A - Police performance							
Arrest rate	0.525	0.191	0.158	0.064	0.241	0.165	0.032
	(0.076)***	(0.201)	(0.186)	(0.170)	(0.334)	(0.302)*	(0.286)
Pseudo R2	0.776	0.655	0.717	0.539	0.655	0.717	0.539
Drug seizure rate	0.688	0.392	0.343	0.436	0.521	0.421	0.622
	(0.096)***	(0.094)***	(0.095)***	(0.092)***	(0.164)***	(0.160)**	(0.179)***
Pseudo R2	0.752	0.815	0.825	0.691	0.815	0.824	0.691
Gun seizure rate	-0.108	0.049	-0.026	0.015	-0.039	-0.135	-0.011
	(0.065)	(0.081)	(0.085)	(0.094)	(0.136)	(0.142)	(0.148)
Pseudo R2	0.731	0.706	0.668	0.551	0.706	0.668	0.551
Observations	4,104	3,300	5,148	12,012	3,300	5,148	12,012
Panel B - Violence							
Homicide rate	-0.028	-0.132	-0.139	-0.177	-0.146	-0.157	-0.212
	(0.027)	(0.043)***	(0.046)***	(0.041)***	(0.064)**	(0.071)**	(0.059)***
Pseudo R2	0.878	0.732	0.672	0.703	0.732	0.672	0.703
Police killing rate	-0.102	-0.093	-0.086	-0.161	-0.157	-0.146	-0.238
	(0.022)***	(0.058)	(0.059)	(0.067)**	(0.079*)	(0.083)*	(0.092)**
Pseudo R2	0.903	0.764	0.736	0.913	0.764	0.736	0.913
Observations	4,104	3,300	5,148	12,012	3,300	5,148	12,012

Notes. This table reports coefficients of: (i) a dummy variable indicating UPP presence in columns 1-4 and (ii) the percentage of the favela population affected by the police occupation in columns 5-7 (mean percentage of favela population affected by the police occupation reached 48% in 2015 - considering all precincts within capital). The dependent variables are listed in each line and consist of log of rates per 100,000 inhabitants. The coefficients are estimated through Ordinary Least Squares (OLS) regressions. In column 1 the unit of analysis is the favela. In this case the data includes 108 months, from January 2007 to December 2015, and 38 favelas that were occupied by the police between 2008 and 2015 in order to establish a UPP. In columns 2-7 the unit of analysis is the police precinct. In this case the main dataset consists of 132 months, from January 2005 to December 2015, and 130 police precincts. Columns 2 and 5 focus on the treatment group of the 25 occupied precincts of the capital city of Rio de Janeiro (these are the 25 police precincts that have at least one favela occupied by the police). The remaining columns compare these police precincts to different control groups. Columns 3 and 6 consider the 14 non-occupied precincts of the capital city of Rio de Janeiro as the control group. Columns 4 and 7 use the 66 police precincts located outside the metropolitan region as the control group. All specifications include month and unit of analysis fixed effects. Furthermore, every regression controls for unit of analysis linear time trends and the log of the population with a fixed coefficient of 1. Standard errors clustered at the unit of analysis level are reported in parentheses. Significantly different than zero at 99 (***), 95 (**), 90 (*) percent confidence.

5 Concluding Remarks

In this paper, we investigate the effects of an innovative policy, known as UPPs, designed to regain the control over slums of the city of Rio de Janeiro dominated for almost 30 years by non-state armed groups. The novel strategy involved invading and building permanent police units inside the dominated favelas. Our difference-in-difference estimates, that rely on the gradual implementation of the program accross slums, indicate that UPPs are associated with a large increase in police performance and a significant reduction in violence. More precisely, the policy has a positive impact on two (of three) measures of police performance: arrests increase between 53% and 153% and drug seizures between 34% and 235%. Furthermore, the program has a negative effect on three (of four) measures of violence: police killings drop between 10% and 79%, homicides between 20% and 39% and shootings between gangs by 76%. In general, our estimates of the impact of the police occupation are largest when we focus on favelas and smallest when we analyze favelas and their surroundings.

The UPPs have opposing effects on crime. We find that the policy reduces robberies in the *vicinity* of favelas, but increases theft *inside* slums. Particularly, we estimate that robberies decrease between 11% and 13% in the surroundings of slums occupied by the police. Furthermore, we observe that theft grows between 20% and 28% inside favelas. Finally, we find evidence suggesting that the program motivates migration of gang members to favelas of the city that did not receive a UPP. However, this interpretation should be taken with caution since it stems not from an increase of crime and violence in the untreated areas of the capital but from a growth in police performance in these territories.

Any cost-benefit analysis of the UPPs, based solely on its effects on crime and violence, will indicate that the positive consequences of the program outweigh its negative impacts. This conclusion stems from three features of our main findings. First, the reduction in violence is significantly larger than the increase in crime. Second, violence generates considerably more costs to society than crime, which suggests that even if the effects of the UPPs on both of these variables were similar in magnitude, it would still be beneficial to implement the policy. Finally, we observe evidence indicating that traffickers migrate to territories that did not receive UPPs. However, this relocation is not associated with an increase in crime and violence in these areas.

Despite the lack of the data needed to estimate the total cost of the UPPs we managed to obtain information on the wage and patent of troops allocated to the program. We use this information to estimate the variable cost of the policy. Our back of the envelope calculations considering only the costs associated with wages, which amount to 460 million BRL per year, and the benefits in terms of the number of lives saved, which we estimate to be 123 million BRL per year, indicate that the costs are larger than the benefits.[14] However, a more comprehensive cost-benefit analysis is needed. Additional costs such as the amount of money spent on wages, police cars and infrastructure should be included. Furthermore, other benefits like the reduction in the number of injured individuals, the decrease in the destruction of property (private and public) due to the smaller number of armed confrontations and the added incentive to invest in human capital have to be taken into account. Unfortunately, this information is not available.

Two other projects were implemented by the Secretariat of Public Security in the period analyzed. The first, a pay-for-performance scheme based on crime and violence reduction, started in June 2009. The second, a policy consisting of the innauguration of special police precincts designed to deal exclusively with the investigation of homicides, started in January 2010. However, these two programs cannot account for the results provided in this article. The pay-for-performance scheme does not explain our findings because it was implemented across the state. Hence, it should affect both our treatment and control groups. The police precincts specialized in homicides might have an impact on homicides. However it would be hard to link this policy to our results on police killings, shootings between gangs and robberies.

Overall, the evaluation of the UPPs based exclusively on its effects on crime and violence, suggests that the project improves welfare in the short run. However, many questions remain. What will be the effects of the program in the long run? Will the policy work in other cities or countries? Even if the strategy is successful in other contexts will the impacts

[14] The benefits were calculated using the economic value of life provided in Carvalho et al (2007).

be similar in magnitude? Despite the lack of answers to these questions the results presented in this study indicate that other cities struggling with urban violence stemming from the presence of non-state armed groups that dominate sizable portions of the territory, might benefit from an attempt to replicate the UPP project. [15]

[15] Appendix A - E were removed in order to save space. However, they are avaiable upon request via e-mail: bruno.ottoni@fgv.br or bruttoni@yahoo.com.

References

Albernaz, E. (2007). Tensões e desafios de um policiamento comunitário em favelas do Rio de Janeiro. *São Paulo em Perspectiva*, 21(2):39–52.

Amorim, C. (1993). *Comando Vermelho - A história do crime organizado*. BESTBOLSO.

Banerjee et al (2012). Can institutions be reformed from within? Evidence from a randomized experiment with the Rajasthan police. Working Paper 17912, National Bureau of Economic Research.

Cano et al (2012). "Os donos do morro": Uma avaliação exploratória do impacto das Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs) no Rio de Janeiro. *Rio de Janeiro, LAV/UERJ e Fórum Brasileiro de Segurança Pública*.

Card, D. and Dahl, G. (2011). Family violence and football: The effect of unexpected emotional cues on violent behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1):103.

Carneiro, L. (2012). The politics of pacification in Rio de Janeiro: A study in leadership and innovation. Working paper, USP.

Carvalho et al (2007). Custos das mortes por causas externas no Brasil. Technical report, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

Chalfin, A. and McCrary, J. (2013). The effect of police on crime: New evidence from US cities, 1960-2010. Working Paper 18815, National Bureau of Economic Research.

Dell, M. (2012). Trafficking networks and the Mexican drug war. Working paper, MIT.

Di Tella, R. and Schargrodsky, E. (2004). Do police reduce crime? Estimates using the allocation of police forces after a terrorist attack. *American Economic Review*, 94(1):115–133.

Gonzales-Navarro, M. (2012). Deterrence and geographical externalities in auto theft. *American Economic Journal*, 10(10):1–23.

Levitt, S. (2002). Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime: Reply. *The American Economic Review*, 92(4):1244–1250.

Monteiro, J. and Rocha, R. (2013). Drug battles and school achievement: evidence from Rio de Janeiro's favelas. Technical report, CAF.

Osgood, D. (2000). Poisson-based regression analysis of aggregate crime rates. *Journal of quantitative criminology*, 16(1):21–43.

World Bank (2011). Violence in the city: Understanding and supporting community responses to urban violence. Technical Report.

Área 2 - Economia Social e do Trabalho

Efeitos da Educação dos Pais sobre o Rendimento Escolar dos Filhos via Mediação das Condições Socioeconômicas

Mateus Mota dos Santos[1]
Francisca Zilania Mariano[2]
Edward Martins Costa[3]

Resumo

Este trabalho busca avaliar os efeitos da educação dos pais sobre o rendimento escolar de alunos. O método contrafactual de mediação desenvolvido por Imai et al. (2010) foi aplicado às informações extraídas do SAEB, Censo Escolar e Indicadores Sociais, disponibilizadas pelo INEP (2015). Os resultados evidenciam que o efeito mediação causal ganha força à medida que o nível de educação dos pais aumenta, indicando que parte do efeito da escolaridade dos pais é potencializado pelo nível socioeconômico familiar. Além disso, a influência indireta da escolaridade dos pais via mediação das condições socioeconômicas é maior para filhos do sexo masculino.

Palavras-chave: Efeito Mediação Causal, educação dos pais, rendimento escolar.

Abstract

This study aims to analyze the effects of parents' education on the school performance of students. The Causal Mediation Effect method was applied to the information extracted from SAEB, School Census, and the Platform of Social Indicators made available by INEP (2015). The results show that the causal mediation effect gains strength as parents 'level of education increases, indicating that part of the effect of parents' schooling is strengthened by the family socioeconomic level. The indirect influence of parents' schooling through mediation of socioeconomic conditions, on average, is higher for the children than for the daughters.

Keywords: Effect Causal Mediation, parents' education, school performance.

Classificação JEL: A21, C21, I21

[1] Metrando em Economia – CAEN/UFC
[2] Doutora e Professora em Economia – UFC/Sobral
[3] Doutor e Professor em Economia – UFC/MAER

1. Introdução

A educação tem sido um tema de ampla discussão na literatura acadêmica devido à sua influência sobre os retornos privados, medidos pela acumulação de capital humano e, consequentemente, sobre o crescimento e desenvolvimento de uma dada região ou país, já que, maiores níveis de escolaridade estão associados à maior produtividade dos fatores de produção. Além disso, estudos evidenciam a educação como uma das principais fontes sociais de externalidades positivas, capaz de reduzir os níveis de desigualdades de renda (BECKER; CHISCWICK, 1966; SOUZA; TAQUES; OLIVEIRA; ALENCAR, 2014), além da redução significativa da criminalidade (LOCHNER; MORETTI, 2001). Ressalta-se também que, as influências do capital humano tornam-se ainda mais eficientes e significativas para a explicação do crescimento econômico quando se utiliza como proxy para a mesma, a qualidade da educação ao invés da quantidade. Hanushek e Wobmann (2010) evidenciam que a inclusão de uma variável indicadora da qualidade educacional dos indivíduos eleva o poder de explicação do crescimento econômico, de modo que o coeficiente de determinação do modelo eleva-se de 25% para 73%, após a inclusão da qualidade da educação.

Há uma diversidade de fatores que podem estar associados às melhorias na qualidade da educação. Soares (2004) argumenta que estes podem ser agregados em três grupos específicos: características individuais dos alunos, família e escola. Estudos relacionados ao desempenho escolar encontraram uma influência positiva dos insumos escolares sobre o progresso na qualidade da educação (ALBERNAZ; FERREIRA; FRANCO, 2003; NIETO; RAMOS, 2013). Entretanto, evidências empíricas constatam que a qualidade da escola possui menor contribuição sobre os resultados acadêmicos dos alunos quando comparada ao background familiar dos mesmos (COLEMAN, 1966; FELÍCIO; FERNANDES, 2005; ARAÚJO; ALMEIDA, 2013; PALERMO; SILVA; NOVELLINO, 2014). Ademais, a influência de tais fatores difere entre gêneros (PERAITA; SÁNCHEZ, 1998; GLICK; SAHN, 2000; CHEN, 2009; JERRIM; MICKLEWRIGHT, 2011) e regiões (BARROS; LAM, 1993; MELO; ARAKAWA, 2012; MEDEIROS; OLIVEIRA, 2013).

Os diferenciais na qualidade da educação estão associados não somente às diferenças na distribuição de insumos escolares, mas, também, nas disparidades do contexto socioeconômico dos alunos, as quais são geradas pelas diferenças no nível de escolaridade dos pais, já que, pais mais escolarizados estão mais propensos a adquirir maiores níveis de renda.

A literatura referente ao background familiar e desempenho escolar revela que há diferenças inter-regionais e entre gêneros, no que diz respeito às influências da escolaridade e nível socioeconômico dos pais sobre os resultados escolares dos filhos. Segundo Serf '02 (2002), a renda dos pais é um importante determinante do investimento a ser destinado à educação dos filhos. Além disso, Vieira e Tenório (2014) destacam que o efeito da educação dos pais sobre os resultados escolares dos filhos está fortemente relacionado às condições socioeconômicas da família, já que, a escolaridade de um indivíduo está intimamente associada ao nível socioeconômico de sua família.

Entretanto, tais estudos limitam-se apenas em estimar o grau de associação entre background familiar e habilidades dos alunos, sem conclusões a respeito das direções causais de tais variáveis. Com isso, a contribuição deste trabalho reside em considerar que, o efeito causal do nível de educação dos pais não se dá somente de forma direta, mas, também, de forma indireta via condição socioeconômica, a qual poderá potencializar tal efeito, pois, espera-se que níveis de escolaridade mais elevados estejam associados a melhores níveis de renda e, consequentemente, maior será o desempenho escolar dos filhos. Convém ressaltar que, estudos que não levam em consideração esse efeito indireto possivelmente irão superestimar os reais efeitos da educação dos pais, pois, a influência da educação dos pais pode ser potencializada pelo nível socioeconômico da família, principalmente nos níveis mais elevados de educação dos pais, já que, estes terão maiores disponibilidades financeiras para investir na educação de seus filhos aumentando-se, assim, as chances de sucesso escolar destes.

Diante do exposto, este estudo tem por objetivo avaliar o efeito da educação dos pais via mediação das condições socioeconômicas sobre o rendimento escolar de alunos do 5° ano do ensino fundamental da rede pública de ensino, levando-se em consideração a heterogeneidade de tais efeitos entre gênero e regiões,

da área urbana do Brasil. Para tanto, este estudo utilizou as informações retiradas do SAEB, Censo Escolar e da Plataforma de Indicadores Sociais disponibilizadas pelo INEP (2015).

Visando atingir o objetivo proposto, aplicou-se o método de Efeito Mediação Causal desenvolvido por Imai et al. (2010), o qual permite capturar a parcela do efeito da educação dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos que pode ser explicado por seu efeito no nível socioeconômico da família (variável mediadora), permitindo, assim, particionar o efeito médio total da escolaridade dos pais nos efeitos, direto e indireto (mediação), sendo que, neste último, o nível de instrução do pai e da mãe afeta indiretamente o desempenho escolar dos filhos via mediação do nível socioeconômico da família, o qual se encontra na via de causalidade entre a educação dos pais e o sucesso acadêmico dos filhos, até então, não levado em consideração pela literatura.

Em sequência, o artigo está dividido nas seguintes seções: breve revisão de literatura referente aos determinantes do desempenho escolar e influências da escolaridade dos pais sobre o rendimento acadêmico dos filhos; fontes dos dados utilizadas e abordagem metodológica; resultados e considerações finais.

2. Referencial Teórico

2.1. Background Familiar e Desempenho Acadêmico

Estudos empíricos a respeito do desempenho escolar evidenciam uma influência positiva e significativa do background familiar sobre o rendimento acadêmico dos alunos (MARBUAH, 2016; PALERMO; SILVA; NOVELLINO, 2014; VIEIRA; TENÓRIO, 2014; SERF´02, 2002), e que os fatores associados ao background familiar exercem maior participação nos resultados escolares do que as características da própria escola (COLEMAN, 1966; FELÍCIO; FERNANDES, 2005; ARAÚJO; ALMEIDA, 2013; PALERMO; SILVA; NOVELLINO, 2014). Estudos apontam para a existência de uma heterogeneidade de tal relação entre regiões (BARROS; LAM, 1993; MELO; ARAKAWA, 2012; MEDEIROS; OLIVEIRA, 2013) e, também, entre gêneros (PERAITA; SÁNCHEZ, 1998; GLICK; SAHN, 2000; CHEN, 2009; JERRIM; MICKLEWRIGHT, 2011).

Utilizando dados do *Gansu Survery of Children and Families* (GSCF) de 2000, para a área rural da China, Chen (2009) investiga a relação existente entre background familiar e o desempenho na educação básica em Matemática, levando em consideração características individuais das crianças, da família e escola. Por meio do método de variável instrumental (VI), o autor verificou que maiores níveis de escolaridade dos pais estão associados a melhores desempenhos dos filhos. Ao fazer uma distinção dos efeitos entre gêneros, os resultados evidenciam que a educação da mãe se mostra significativa apenas para meninas, enquanto que a escolaridade do pai influencia os resultados de ambos os filhos. Além do mais, o nível de instrução do pai possui maior associação com os resultados dos filhos que se encontram no extremo inferior da distribuição de notas, enquanto que para a mãe verifica-se o contrário.

Resultados semelhantes são encontrados por Glicke e Sahn (2000). Por meio de informações extraídas de uma pesquisa realizada em Conakry, principal centro urbano da Guiné, na África, em 1990, e com o auxílio de um modelo probit ordenado, os autores encontraram influências positivas e estatisticamente significativas dos níveis de educação e renda dos pais sobre os anos de escolaridade dos filhos. Além disso, tais efeitos diferem entre gêneros, sendo que, a educação do pai possui influências positivas sobre os anos de estudo de ambos os filhos, enquanto que o nível de instrução da mãe afeta apenas os anos de escolaridade das filhas. Em relação à renda familiar, esta tem efeito positivo e significativo apenas para as meninas, sem nenhuma influência para meninos. Com base em um modelo logit ordenado e, em microdados extraídos da pesquisa ECVT, na Espanha, Peraita e Sánchez (1998) também encontraram uma associação positiva entre a renda familiar e os anos de escolaridade, e que tais influências diferem entre gêneros, sendo maiores para as meninas.

Jerrim e Micklewright (2011) por meio de informações extraídas do *Programmefor International Student Assessment* (PISA) para o ano de 2003, levando em consideração todos os países da OCDE, com exceção do México e Japão, com base no método de regressão múltipla, também encontraram que quanto mais elevado for o nível de escolaridade dos pais melhores serão as habilidades dos filhos na disciplina de Matemática, e que tais efeitos diferem entre gênero. A educação da mãe possui maior influência sobre o rendimento escolar das filhas enquanto que a educação do pai possui maior participação nos resultados dos filhos.

Baseado em informações extraídas do *Ghana Living Standards Survey 2012/2013*, Marbuah (2016), por meio de análise de correlação de Parson e de regressão múltipla, encontra que maiores níveis de renda e escolaridade de pais estão associados a maiores níveis de educação dos filhos. Além disso, os resultados indicam que a educação do pai possui maior influência sobre a educação dos filhos em detrimento à escolaridade da mãe, no sistema básico de ensino.

Serf '02 (2002), a partir de dados da N*ational Longitudinal Survey of Youth* (NLSY) de 1979 e 1998, também encontra uma relação positiva e significativa entre o background familiar, composta pelo nível de renda, escolaridade da mãe e tamanho da família, e a educação dos filhos, medida pelos anos de escolaridade, sendo que, tal influência é maior sobre indivíduos brancos, quando comparados a negros e hispânicos.

A relevância da qualidade da escola é evidenciada por Felício e Fernandes (2005), os quais, por meio de um Índice de Theil e da decomposição de notas entre escola e background familiar encontraram evidências, para o estado de São Paulo, de que a escola explica entre 0 e 28,4% e, as características familiares, entre 8,7 e 34,44% dos diferenciais de rendimentos nas disciplinas de Português e Matemática, respectivamente, para alunos da 4ª série do ensino fundamental, indicando que o background familiar possui maior participação na explicação das desigualdades de notas dos alunos do que a própria escola. Resultados similares são encontrados no Relatório de Coleman (1966), o qual evidencia uma maior participação das características familiares em detrimento dos fatores escolares, como infraestrutura, no desempenho escolar. Além do mais, o mesmo também verificou que maiores níveis educacionais dos pais estão associados a melhores resultados escolares de seus filhos.

Barros e Lam (1993), fazendo uso de dados da PNAD (1982) investigaram as diferenças de escolaridade entre as áreas urbanas da região Nordeste e São Paulo, além de seus determinantes, com o auxílio de três modelos econométricos estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com exceção do terceiro, o qual se aplicou o método de variável instrumental (VI). No primeiro modelo, o desvio da regressão é tido como aleatório e independente dos níveis de escolaridade dos pais e renda familiar. No segundo, o desvio domiciliar depende do nível de instrução dos avós, fazendo com que a função resposta dependa não apenas da renda e escolaridade dos pais, mas também, da escolaridade dos avós. Por fim, no terceiro modelo utilizado pelos autores, a escolaridade dos avós é utilizada como instrumento para a educação dos pais dos alunos. De acordo com os resultados encontrados, a educação e renda dos pais possuem influências positivas sobre os anos de escolaridades dos filhos. Ademais, os achados apontam para existência de diferenças nas médias de escolaridade entre a região Nordeste e São Paulo, com vantagem de 1,5 anos para esta última.

Melo e Arakawa (2012) analisaram as diferenças regionais das influências do background familiar sobre o desempenho escolar no Enem de 2008, restringindo a análise apenas para indivíduos que estavam concluindo o ensino médio, com idade entre 15 a 20 anos. Utilizando-se do método de MQO os autores encontraram uma relação positiva entre a educação e renda dos pais sobre os resultados potenciais dos filhos, em todas as regiões do Brasil. Ademais, por meio do teste estatístico de Chow, estes constaram que tal relação, entre o background familiar e desempenho no Enem, possui diferenças estatisticamente significantes entre as regiões do país. Ressalta-se também que, os resultados encontrados pelos autores evidenciam que essa relação é mais forte em regiões menos desenvolvidas, enquanto que, para regiões mais desenvolvidas, o contrário é verificado.

As possíveis influências do background familiar sobre os resultados acadêmicos de alunos, nas grandes regiões do Brasil, também foram investigadas por Mendes e Karruz (2016). Com base em microdados do ENEM de 2012 e análise de regressão múltipla, estimada por MQO, os autores constataram que o background familiar possui relação direta e significativa com o desempenho no Enem. Os resultados também apontam para diferenças inter-regionais das influências da educação e renda dos pais sobre o desempenho escolar. As regiões Centro-Oeste e Sul registraram, respectivamente, maior influência da educação da mãe e do pai. Ressalta-se também que os resultados evidenciam que, em média, a educação do pai possui maior participação nos resultados do que o nível de instrução da mãe, em todos os estratos de escolaridade. No que diz respeito à renda familiar, esta possui maior e menor influência para o Nordeste e Sul, respectivamente.

Com base em informações extraídas da *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (PNAD) para o ano de 2011, Medeiros e Oliveira (2013) apontam para diferenças educacionais entre as diferentes regiões do país, as quais são causadas não somente pelas diferenças entre as distribuições de características individuais e familiares, mas também, o modo pelo qual as diferentes regiões reagem a essas características. Os autores também constataram que, o estado de São Paulo possui os maiores níveis de escolaridade e que as regiões Norte e Nordeste possuem média de escolaridade mais baixa, com desvantagem média de 1,3 ano, quando comparadas ao estado de São Paulo.

A importância do background familiar também foi comprovada por Palermo et al. (2014) os quais estudaram as influências de diferentes fatores sobre o desempenho escolar em Matemática de alunos da rede pública de ensino. Para tanto, os autores utilizaram-se de informações retiradas da Prova Brasil e Censo Escolar de 2007, além do Censo Demográfico de 2000. Com o auxílio de Modelos de Regressão Hierárquica com três níveis (alunos, turmas e escolas) constataram que os fatores de maior participação no desempenho escolar são provenientes do background familiar.

Buscando avaliar a relação entre os níveis socioeconômicos e educação dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos nos anos iniciais da educação básica no estado da Bahia, Vieira e Tenório (2014), a partir da utilização de dados longitudinais do Projeto GERES 2005 e por meio de modelos hierárquicos lineares, constataram que os aspectos individuais dos alunos não afetam os resultados escolares iniciais, mas sim, o background familiar destes. As estimativas também revelam que a escolaridade dos pais está fortemente ligada ao nível socioeconômico da família. Logo, quanto maior o nível de instrução dos pais, maiores serão os níveis de renda da família e, consequentemente, melhores serão os resultados acadêmicos dos filhos.

A literatura referente ao background familiar e desempenho escolar revela que há diferenças inter-regionais e entre gêneros, no que diz respeito às influências da escolaridade e nível socioeconômico dos pais sobre os resultados escolares dos filhos. Entretanto, tais estudos limitam-se apenas em estimar o grau de associação entre background familiar e habilidades dos alunos, sem conclusões a respeito das direções causais de tais variáveis. Este estudo busca realizar uma avaliação dos efeitos causais da escolaridade dos pais sobre os resultados escolares dos filhos.

Segundo Serf '02 (2002), a renda dos pais é um importante determinante da quantidade de dinheiro a ser destinado à educação dos filhos. Além disso, Vieira e Tenório (2014) destacam que o efeito da educação dos pais sobre os resultados escolares dos filhos está fortemente relacionado às condições socioeconômicas da família, já que, a escolaridade de um indivíduo está intimamente associada ao nível socioeconômico de sua família. Considera-se neste estudo que o efeito causal do nível de educação dos pais não se dá somente de forma direta, mas, também, de forma indireta via condição socioeconômica, a qual poderá potencializar tal efeito, pois, espera-se que níveis de escolaridade mais elevados estejam associados a melhores níveis de renda e, consequentemente, maior será o desempenho escolar dos filhos.

3. Metodologia

3.1. Base de Dados

Com o intuito de avaliar os efeitos da educação dos pais sobre o desempenho dos filhos no sistema de ensino público brasileiro, serão utilizadas informações referentes às características individuais dos alunos e de sua família, além das condições socioeconômicas da escola à qual estes frequentam. Tais informações foram extraídas do SAEB, Censo Escolar e da Plataforma de Indicadores Sociais disponibilizadas pelo INEP, para o ano de 2015.

A amostra utilizada foi dividida em cinco sub-amostras, de acordo com as regiões brasileiras, restringindo o estudo apenas para estudantes da área urbana de escolas públicas. Além do mais, a mesma foi separada por gênero a fim de comparar os possíveis efeitos entre homens e mulheres nas diferentes regiões do país.

3.2. Metodologia Econométrica

3.2.1. Efeito Mediação

O objetivo central da estimação de causalidade reside em mensurar o impacto causal de um determinado tratamento sobre o resultado potencial. Entretanto, a obtenção de tal estimativa não fornece informações adicionais a respeito da construção de tais efeitos, além do caminho percorrido pela variável de tratamento até afetar os resultados potenciais. Esse é o objetivo da análise de mediação causal, estimar

como o tratamento (T) afeta causalmente o valor de resultado (Y) via mediação de uma variável intermediária (M), na qual, encontra-se na via causal entre o tratamento e a variável de resultado.

Nas ciências sociais a análise de mediação causal foi formulada e aplicada no quadro de modelos de equações estruturais lineares, havendo dificuldades na ampliação de tal definição para uma estrutura de modelos não lineares. Ademais, estimar tal efeito por meio de equações estruturais lineares mostrava-se problemático devido à incapacidade de especificar a suposição de identificação chave e também, por conta da existência de uma interdependência de tais resultados a um modelo estatístico específico. Diante de tais limitações, Imai, Keele e Tingley (2010) desenvolveram uma abordagem alternativa e geral para a análise de mediação causal, generalizando-a para modelos tanto lineares quanto não-lineares, paramétricos e não-paramétricos. Além do mais, tal generalização é estendida para mediadores contínuos e discretos. Vale salientar também que os autores estenderam a análise de mediação causal para a estrutura contrafactual, independentemente de um modelo estatístico específico.

3.2.2. Abordagem Contrafactual da Educação dos Pais sobre o Rendimento Escolar dos Filhos

No quadro contrafactual, a estimativa causal da educação dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos é obtido por meio da diferença entre dois resultados acadêmicos possíveis: o primeiro que seria obtido caso a criança tivesse pai (mãe) com determinado nível de instrução (tratados), e o segundo, caso esta tivesse pai (mãe) com escolaridade abaixo do observado no primeiro caso (controle). Diante disso, serão criados dois grupos, o de tratados e não tratados.

Formalizado as informações mencionadas acima, considere uma amostra composta por n observações retiradas de uma população de N observações com $n \leq N$. Seja T_i a variável indicadora de tratamento para o aluno i, com valor igual a um se o aluno pertencer ao grupo de tratados e, zero caso contrário. A variável de resultado potencial é dada por $Y_{i(t)}$, onde, $Y_{i(1)}$, e$Y_{i(0)}$, correspondem às proficiências em Português e Matemática que seriam observadas caso o aluno fosse tratado e caso não fosse tratado, respectivamente. Dessa forma, os possíveis resultados entre tratados e não-tratados pode ser representado por: $Y_{i(t)} = T_i Y_{i(1)} + (1 - T_i) Y_{i(0)}$. Entretanto, como não há informações a respeito do desempenho escolar de alunos nas condições, de tratamento e não-tratamento, simultaneamente, se $Y_{i(1)}$ for ocorrer $Y_{i(0)}$ não será observado para o indivíduo i.

Diante do exposto, o efeito causal da educação dos pais sobre o sucesso escolar dos filhos é dado pela diferença entre $Y_{i(1)}$ e $Y_{i(0)}$ para cada i. Entretanto, as possíveis inferências de causalidade para a população são obtidas a partir do efeito médio causal definido como $E\left[Y_{i(1)} - Y_{i(0)}\right]$. Vale salientar também que, se o tratamento for randomizado $Y_{i(t)} \perp T_i$, onde, t = 0,1, o efeito médio causal pode ser obtido como se segue:

$$\begin{aligned} E\left[Y_{i(1)} - Y_{i(0)}\right] &= E\left[Y_{i(1)} IT_i = 1\right] - E\left[Y_{i(1)} IT_i = 0\right] \\ &= E[Y_i IT_i = 1] - E[Y_i IT_i = 0] \end{aligned} \quad (1)$$

3.2.3. Efeitos Causais da Educação dos Pais via Mediação das Condições Socioeconômicas

O objetivo central desta pesquisa reside em demonstrar como que a escolaridade dos pais influencia causalmente o rendimento acadêmico dos filhos por meio de uma variável mediadora que se encontra na via de causalidade entre a educação dos pais e o desempenho dos filhos, sendo que esta é afetada pela variável de tratamento antes mesmo de influenciar os resultados potenciais. Neste estudo, a variável mediadora considerada será o nível socioeconômico da família, pois, espera-se que, maiores níveis de instrução dos pais estejam associados a melhores condições socioeconômicas, aumentando-se as disponibilidades financeiras para investir na educação dos filhos.

Diante de uma análise de mediação causal, a variável de resultado é função não apenas da condição de tratamento, mas também, da variável mediadora, isto é, $Y_i(T_i, M_i)$, onde, M_i é o mediador entre o tratamento e o resultado potencial. Desse modo, o efeito mediação causal, também conhecido como efeito indireto, é dado pela diferença entre dois possíveis resultados: o desempenho escolar que seria observado na condição t (tratamento ou de controle), dado o nível socioeconômico observado na condição de tratamento e o resultado que seria obtido pelo mesmo indivíduo na mesma condição t (tratado ou não tratado), porém, com nível socioeconômico que este teria caso estivesse na condição de não tratamento:

$$\delta_{i(t)} \equiv Y_i\left(t, M_{i(1)}\right) - Y_i\left(t, M_{i(0)}\right) \quad (2)$$

O resultado $\delta_{i(1)}$ corresponde a diferença de rendimento acadêmico quando a criança possuiu determinado tratamento (pai ou mãe com determinado nível de escolaridade). Dado $\delta_{i(1)}$, temos que, $Y_i(1, M_{i(1)})$ diz respeito ao desempenho escolar dos filhos caso estes tenham pais com um dos tratamentos definidos neste estudo (fundamental, médio, superior completos) e, $Y_i(1, M_{i(0)})$ representa o rendimento escolar dos filhos que seria observado caso estes tenham sido tratados, porém, com uma situação socioeconômica familiar caso este estivesse na situação de não tratamento. Dessa forma, percebe-se que, na estimação do efeito mediação causal, o mediador varia enquanto que o tratamento é mantido constante de modo a responder a seguinte pergunta: o que aconteceria com o rendimento acadêmico da criança que possui pai (mãe) com ensino médio completo caso esta tivesse o mesmo nível socioeconômico de uma criança com pai (mãe) com ensino médio incompleto?

Diferentemente da mediação causal, no efeito causal direto, a variável de tratamento varia enquanto que o mediador é mantido constante, isto é, fixado para determinada condição de tratamento ou controle. Tal efeito é definido da seguinte forma:

$$\zeta_{i(t)} \equiv Y_i\big(1, M_{i(t)}\big) - Y_i\big(0, M_{i(t)}\big) \tag{3}$$

Diante disso, $\zeta_{i(1)}$ corresponde ao efeito direto da educação dos pais sobre o desempenho dos filhos, mantido constante o nível socioeconômico da família. $Y_i\big(1, M_{i(1)}\big)$ representa o rendimento escolar da criança com determinado tratamento, enquanto que, $Y_i\big(0, M_{i(1)}\big)$ diz respeito ao resultado que uma criança com a ausência de tal tratamento teria caso a mesma tivesse o mesmo nível sócioeconômico da condição de tratado.

Uma vez obtidos os efeitos direto e indireto, podemos então obter o efeito tratamento causal total para cada unidade *i*, definido como se segue:

$$\tau_{i(t)} \equiv Y_i\big(1, M_{i(1)}\big) - Y_i\big(0, M_{i(0)}\big) = \tfrac{1}{2}\textstyle\sum_{t=0}^{1}\big\{\delta_{i(t)} + \zeta_{i(t)}\big\} \tag{4}$$

Dessa forma, percebe-se que, o efeito causal total pode ser particionado em efeito direto e indireto, destacando que, um efeito total de tratamento igual a zero não necessariamente implica que o tratamento não tem efeito sobre os resultados, pois, é possível que os efeitos direto e indireto tenham a mesma magnitude, com sinais opostos, gerando, assim, um efeito total nulo. Ademais, ao assumir a hipótese de que tanto o efeito direto quanto o indireto são invariantes em relação ao estado de tratamento, $\delta_{i(t)} = \delta_{i(1)} = \delta_{i(0)}$ e $\zeta_{i(t)} = \zeta_{i(1)} = \zeta_{i(0)}$, caso em que não há efeito mediação causal, o efeito total será definido como a soma dos dois efeitos causais, já que, sob esta hipótese, o efeito do tratamento total causal não se altera diante de modificações na variável mediadora.

$$Y_i\big(1, M_{i(1)}\big) - Y_i\big(0, M_{i(1)}\big) = Y_i\big(1, M_{i(0)}\big) - Y_i\big(0, M_{i(0)}\big) \tag{5}$$

Com base no que já foi exposto, podemos definir o efeito médio de mediação causal, estimativa de maior interesse neste estudo, da seguinte forma:

$$\bar{\delta}_{i(t)} \equiv \mathrm{E}\big[Y_i\big(t, M_{i(1)}\big) - Y_i\big(t, M_{i(0)}\big)\big] \tag{6}$$

3.2.4. Ignorabilidade Sequencial

Seja Xi o vetor de variáveis de pré-tratamento para cada unidade i onde $\mathcal{X}$ corresponde ao suporte à distribuição das variáveis de pré-tratamento. Neste estudo, Xi é caracterizado pelas características individuais e familiares das crianças além das informações a respeito da escola à qual a mesma frequenta. Diante disso, a hipótese de Ignorabilidade sequencial, à qual depende de outras duas de independência condicional, pode ser escrita como:

$$\big\{Y_i(t', m), M_{i(t)}\big\} \perp T_i \,\big|\, X_i = x_i, \tag{7}$$

$$Y_i(t', m) \perp M_{i(t)} \,\big|\, T_i = t, X_i = x_i, \tag{8}$$

Onde, $0 < Pr\big(T_i = t \,\big|\, X_i = x\big)$ e $0 < p\big(M_{i(t)} = m \,\big|\, T_i = t \,\big|\, X_i = x\big)$ para t = 0,1, e para todo $x \in \mathcal{X} em \in \mathcal{M}$.

Percebe-se que, a ignorabilidade é feita de forma sequencial, ou seja, em (7) o tratamento é independente dos resultados potenciais, os quais são função da atribuição de tratamento e do mediador, e da variável mediadora dada às covariadas de pré-tratamento. Já em (8) o mediador é independente dos resultados quando condicionado à condição de tratamento e às covariadas de pré-tratamento.

3.2.5. Identificação não paramétrica sob Ignorabilidade Sequencial

A identificação não paramétrica garante a consistência das estimativas causais da análise de mediação, independentemente de suposições adicionais de forma distributiva ou funcional, o que permite uma generalização da estimação do efeito médio de mediação causal. Sob a Hipótese de Ignorabilidade Sequencial tem-se que

$$f\left(Y_i\left(t, M_{i(t')}\right) \middle| X_i = x\right) = \int_{\mathcal{M}} f\left(Y_i \middle| M_{i(t)} = m, T_i = t, X_i = x\right) dF_{M_i}\left(T_i = t', X_i = x\right) \quad (9)$$

Para todo $x \in \mathcal{X}$ e $t, t' = 0,1$.

Desse modo, temos que, sob a hipótese de ignorabilidade sequencial, a distribuição dos resultados potenciais (desempenho em Português ou Matemática) pode ser escrita como função das distribuições das variáveis observadas, $M_{i(t)} \mid (T_i, X_i)$ e de $Y_i \mid (M_{i(t)}, T_i, X_i)$. Ademais, tal suposição permite inferir a respeito das estimativas contrafactuais não observadas a partir das informações observadas.

3.3. Variáveis utilizadas no modelo

O quadro 1 apresenta a descrição das variáveis que serão utilizadas no modelo econométrico. As variáveis de resultado potencial correspondem ao desempenho em Português e Matemática. As variáveis de tratamento utilizadas dizem respeito ao nível de instrução dos pais, as quais foram divididas em três níveis de escolaridade: ensinos fundamental, médio e superior. Ressalta-se também que foram criados dois grupos para cada um dos três estratos educacionais dos pais. O primeiro é caracterizado por filhos de pais com determinado nível de escolaridade, já o segundo, chamado grupo de controle, é composto por aqueles que possuem pais com nível de educação abaixo daquele definido no primeiro grupo.

Quadro 1: Descrição das Variáveis

Variáveis	**Descrição**
Dependentes:	
Prof_LP	Desempenho em Língua Portuguesa
Prof_MT	Desempenho em Matemática
Perfil do Aluno:	
Sexo	1= se masculino; 0= c.c.
Raça	1= se branca; 0= c.c.
[1]Idade	1= se a criança está na idade certa para frequentar o 5º ano; 0= c.c.
Reprov	1= se já reprovou; 0= c.c.
Aband_escola	1= se já abandonou a escola alguma vez; 0= c.c.
Dever_casa1	1= se faz o dever de casa de Português; 0=c.c.
Dever_casa2	1= se faz o dever de casa de Matemática; 0=c.c.
Trabalha	1= se a criança trabalha fora de casa; 0=c.c.
Leitura	1= se a criança ler com freqüência; 0=c.c.
Comput	1= se tem computador em casa; 0=c.c.
Características da Família	
Pai_mae	1= se criança mora com o pai e com a mãe; 0=c.c.
Inc_escola	1= se os pais incentivam a criança a ir à escola; 0=c.c.
Tratamentos	
Educ_pai1	1= pai com fundamental completo; 0= pai com fundamental incompleto
Educ_pai2	1= pai com ensino médio completo; 0= pai com ensino médio incompleto
Educ_pai3	1= pai com ensino superior completo; 0= pai com ensino superior incompleto
Educ_mae1	1= mãe com fundamental completo; 0= mãe com fundamental incompleto
Educ_mae2	1= mãe com ensino médio completo; 0= mãe com ensino médio incompleto
Educ_mae3	1= mãe com ensino superior completo; 0= mãe com ensino superior incompleto
Mediador	
Icsef	Índice de Condição Socioeconômica da Família
Características da Escola	
Ind_infra	Índice de Infraestrutura da Escola
Ind_docente	Índice de Adequação da Formação Docente

Fonte: Elaboração própria.

Nota: [1]assume valor um se o estudante tiver 10 anos de idade, com margem para um ano a mais ou um a menos de idade.

O Índice de Condição Socioeconômica da Família foi obtido a partir da análise de componentes principais que engloba os itens descritos no Quadro 2, com seus respectivos pesos, baseados no Critério de Classificação Econômica Brasil (CCEB) da Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (ABEP) de 2014.

Quadro 2: Itens utilizados na criação do índice de Condição Socioeconômica da Família

Itens	Quantidade de Itens e pontos				
	0	**1**	**2**	**3**	**4 ou +**
Televisão em cores	0	1	2	3	4
Rádio	0	1	2	3	4
Banheiro	0	4	5	6	7
Automóvel	0	4	7	9	9
Empregada mensalista	0	3	4	4	4
Máquina de lavar	0	2	2	2	2
Videocassete e/ou DVD	0	2	2	2	2
Geladeira	0	4	4	4	4
Freezer (aparelho independente ou parte da geladeira duplex)	0	2	2	2	2

Fonte: Elaboração própria a partir do Índice ABEP (2014)

O Índice de Infraestrutura da Escola foi obtido a partir da análise de componentes principais considerando-se as seguintes variáveis: abastecimento de água da rede pública; existência de esgoto sanitário da rede pública; coleta periódica de lixo; sala de diretoria; sala de professores; laboratório de informática; laboratório de ciências; quadra de esportes coberta ou descoberta; cozinha; biblioteca; parque infantil; banheiro adequado para alunos com deficiência; vias adequadas para alunos com deficiência; aparelho de televisão; videocassete; DVD; antena parabólica; copiadora; retroprojetor; impressora; computador; internet e alimentação escolar. Tais informações foram retiradas do Censo Escolar de 2015.

Por fim, o Índice de Adequação da Formação Docente, obtido por meio dos Indicadores Educacionais, corresponde ao percentual de docentes com formação superior de licenciatura ou complementação pedagógica na mesma área da disciplina que leciona.

4. Análise dos Resultados

4.1. Estatísticas Descritivas Condicionadas aos Níveis de Educação dos Pais

As estatísticas descritivas das variáveis proficiências e índice de condição socioeconômica condicionados ao nível de escolaridade dos pais, para cada região do país, fazendo distinção de gênero, estão explicitadas na Tabela 1. O desempenho escolar tanto em Matemática quanto em Português, quando condicionado à escolaridade dos pais, varia significativamente entre gêneros e regiões. Para todas as regiões do país, as pessoas do sexo feminino, em média, apresentam melhor desempenho em Português, quando comparadas aos homens. Entretanto, em Matemática, o contrário é verificado. O melhor desempenho acadêmico, quando condicionado à escolaridade dos pais, ocorre na Região Sudeste, exceto para o extremo superior da distribuição de escolaridade dos pais, pois, condicionando o rendimento dos alunos a esse nível (ensino superior), a Região Sul apresenta melhores índices. Ressalta-se também que a Região Nordeste registrou o menor rendimento acadêmico por gênero, em todas as categorias de escolaridade dos pais.

A partir da análise descritiva constata-se também que, em todos os estratos de educação dos pais e regiões do Brasil, em média, pais mais escolarizados possuem filhos com melhores desempenhos. O maior e menor diferencial de desempenho em Língua Portuguesa, entre os grupos tratados e controle, em favor do primeiro, no estrato inferior de educação do pai (ensino fundamental completo) foram registrados pelas regiões Norte (3,6%) e Sudeste (1,7%), respectivamente, e nas regiões Norte (5,2%) e Sudeste (1,0%), respectivamente, para o extremo superior da distribuição de escolaridade do pai (ensino superior completo); em Matemática, encontram-se, respectivamente, o Norte (3,2%) e as regiões Sul e Sudeste com diferencial de 2,0% em favor das crianças que possuem pai com ensino fundamental completo e, para o estrato superior, as regiões Norte (4,5%) e Sudeste (1,0%), respectivamente.

Para filhos do sexo feminino, os maiores e menores hiatos de desempenho em Português encontram-se nas regiões Norte/Nordeste (3,2%) e Sudeste (2,3%), respectivamente, para a distribuição inferior de educação do pai, enquanto que, para a superior, encontram-se as regiões Norte (3,1%) e Sudeste (0,83%), respectivamente; em Matemática, os maiores e menores hiatos de desempenhos em favor dos tratados encontram-se nas regiões Centro-Oeste (2,9%) e Sul/Sudeste (2,0%), respectivamente, para o extremo inferior e, Norte (3,1%) e Sudeste (0,88%), respectivamente, para o superior.

Tabela 1 - Estatística descritiva dos dados condicionados aos níveis de escolaridade dos pais

Variáveis	Tratamento: Educação do Pai						Tratamento: Educação da Mãe					
	Nível de Educação 1		Nível de Educação 2		Nível de Educação 3		Nível de Educação 1		Nível de Educação 2		Nível de Educação 3	
	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto
Região Norte												
Filhos												
Nota_LP	196,0175	189,2781	215,1661	191,2787	208,4883	198,1668	196,6672	185,2548	214,248	188,7278	209,6942	197,6447
	(0,2250)	(0,2248)	(0,2089)	(0,2254)	(0,2141)	(0,2269)	(0,2226)	(0,2224)	(0,2069)	(0,2242)	(0,2149)	(0,2263)
Nota_MT	212,9038	206,2879	229,9835	208,2518	224,1258	214,5184	212,9542	202,2208	229,7519	205,4872	225,4454	213,9654
	(0,2081)	(0,2048)	(0,1939)	(0,2063)	(0,2006)	(0,2077)	(0,2035)	(0,2019)	(0,1940)	(0,2039)	(0,1999)	(0,2074)
Icsef	0,5115	0,4884	0,5402	0,4927	0,5579	0,4982	0,50507	0,4845	0,5355	0,4882	0,5627	0,4959
	(0,2133)	(0,2323)	(0,1992)	(0,2298)	(0,2164)	(0,2290)	(0,2155)	(0,2341)	(0,2004)	(0,2314)	(0,2118)	(0,2289)
Filhas												
Nota_LP	208,7203	202,1399	224,9209	204,1469	217,7134	211,2592	209,9133	196,8870	224,7512	200,9094	219,8862	210,6646
	(0,2149)	(0,2140)	(0,1944)	(0,2148)	(0,2057)	(0,2125)	(0,2127)	(0,2132)	(0,1907)	(0,2152)	(0,2058)	(0,2119)
Nota_MT	212,5463	206,8821	225,5185	208,6097	219,5279	214,3987	213,1573	201,9802	225,6321	205,4316	222,0421	213,6969
	(0,1964)	(0,1994)	(0,1889)	(0,1988)	(0,2003)	(0,1989)	(0,2001)	(0,1942)	(0,1861)	(0,1978)	(0,2004)	(0,1983)
Icsef	0,5086	0,4866	0,5305	0,4907	0,5628	0,4960	0,5099	0,4826	0,5260	0,4885	0,5677	0,4950
	(0,2060)	(0,2234)	(0,1995)	(0,2215)	(0,2163)	(0,2216)	(0,2017)	(0,2287)	(0,2001)	(0,2241)	(0,2116)	(0,2216)
Região Nordeste												
Filhos												
Nota_LP	195,8855	189,3471	211,9988	190,9306	201,3627	195,1134	196,1823	186,6068	212,7434	188,9736	202,3327	194,8853
	(0,2358)	(0,2403)	(0,2175)	(0,2396)	(0,2213)	(0,2388)	(0,2356)	(0,2369)	(0,2183)	(0,2377)	(0,2231)	(0,2383)
Nota_MT	213,8119	208,2037	226,391	209,5618	217,4932	212,9031	214,4400	205,4089	227,7658	207,6412	218,6317	212,6463
	(0,2078)	(0,2093)	(0,1964)	(0,2092)	(0,1969)	(0,2089)	(0,2075)	(0,2067)	(0,1931)	(0,2078)	(0,2013)	(0,2079)
Icsef	0,5136	0,4863	0,5296	0,4894	0,54314	0,4886	0,5104	0,4834	0,5262	0,4865	0,5498	0,4869
	(0,2036)	(0,2279)	(0,2011)	(0,2263)	(0,2151)	(0,2285)	(0,2060)	(0,2301)	(0,1964)	(0,2283)	(0,2118)	(0,2278)
Região Nordeste												
Filhas												
Nota_LP	207,7873	201,3274	223,2622	202,8968	210,1216	207,6145	208,1407	199,0163	222,6963	201,3488	211,7979	207,3310
	(0,2229)	(0,2274)	(0,1967)	(0,2267)	(0,2109)	(0,2231)	(0,2242)	(0,2265)	(0,1968)	(0,2267)	(0,2125)	(0,2226)
Nota_MT	212,0656	207,1561	223,2451	208,3488	212,0323	211,7996	212,8364	204,7497	223,0812	206,8170	214,3633	211,3746
	(0,2004)	(0,2021)	(0,1875)	(0,2019)	(0,1937)	(0,2006)	(0,1993)	(0,2012)	(0,1865)	(0,2014)	(0,1963)	(0,2000)
Icsef	0,5092	0,4793	0,5185	0,4829	0,5403	0,4820	0,5049	0,4779	0,5169	0,4810	0,5470	0,4814
	(0,2009)	(0,2228)	(0,2022)	(0,2222)	(0,2162)	(0,2249)	(0,2038)	(0,2233)	(0,2014)	(0,2228)	(0,2135)	(0,2243)
Região Centro-Oeste												
Filhos												
Nota_LP	212,408	207,9855	226,0441	209,3789	219,4246	214,5237	209,8962	203,0997	226,0280	205,3912	221,6477	213,4993
	(0,2085)	(0,2116)	(0,1899)	(0,2108)	(0,2065)	(0,2071)	(0,2130)	(0,2103)	(0,1912)	(0,2119)	(0,2009)	(0,2087)
Nota_MT	230,4763	225,1735	241,8933	226,8443	235,4396	231,4902	228,5752	219,7385	242,2386	222,7179	237,9770	230,3875
	(0,1891)	(0,1925)	(0,1779)	(0,1917)	(0,1904)	(0,1896)	(0,1958)	(0,1914)	(0,1767)	(0,1939)	(0,1844)	(0,1913)
Icsef	0,5700	0,5550	0,5869	0,5573	0,6062	0,5579	0,5652	0,5494	0,5841	0,5522	0,6076	0,5554
	(0,1652)	(0,1792)	(0,1663)	(0,1763)	(0,1797)	(0,1781)	(0,1725)	(0,1836)	(0,1626)	(0,1813)	(0,1738)	(1,7914)

(continua)

(continuação)

Variáveis	Tratamento: Educação do Pai						Tratamento: Educação da Mãe					
	Nível de Educação 1		Nível de Educação 2		Nível de Educação 3		Nível de Educação 1		Nível de Educação 2		Nível de Educação 3	
	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto	Completo	Incompleto
Região Centro-Oeste												
Filhas												
Nota_LP	226,5628	219,1065	236,3006	221,5364	230,3831	226,7254	224,8203	215,4157	236,2788	218,6134	232,4001	226,0679
	(0,1922)	(0,1922)	(0,1750)	(0,1929)	(0,1873)	(0,1889)	(0,1869)	(0,1962)	(0,1730)	(0,1940)	(0,1870)	(0,1887)
Nota_MT	229,2704	222,8831	236,5436	224,9646	231,9826	229,0342	227,5902	219,1776	236,4616	222,0380	234,8831	228,1245
	(0,1778)	(0,1838)	(0,1713)	(0,1823)	(0,1826)	(0,1799)	(0,1824)	(0,1811)	(0,1695)	(0,1825)	(0,1823)	(0,1795)
Icsef	0,5638	0,5451	0,5777	0,5487	0,6043	0,5503	0,5573	0,5417	0,5762	0,5444	0,6074	0,5485
	(0,1711)	(0,1796)	(0,1667)	(0,1789)	(0,1805)	(0,1797)	(0,1664)	(0,1850)	(0,1681)	(0,1805)	(0,1737)	(0,1807)
Região Sudeste												
Filhos												
Nota_LP	218,6409	214,9674	234,9012	216,2699	225,1276	222,8352	218,6657	211,0334	234,6913	213,6365	226,4791	222,3000
	(0,2103)	(0,2162)	(0,1895)	(0,2142)	(0,2051)	(0,2089)	(0,2107)	(0,2181)	(0,1893)	(0,2162)	(0,2026)	(0,2098)
Nota_MT	241,2604	236,6394	255,6978	238,2779	246,8937	244,4163	240,9358	232,9952	255,7054	235,7034	248,1034	243,9337
	(0,1908)	(0,1977)	(0,1736)	(0,1955)	(0,1884)	(0,1905)	(0,1928)	(0,1987)	(0,1729)	(0,1973)	(0,1866)	(0,1911)
Icsef	0,5984	0,5798	0,6116	0,5838	0,6252	0,5849	0,5944	0,5780	0,6101	0,5809	0,6283	0,5833
	(0,1622)	(0,1748)	(0,1530)	(0,1719)	(0,1660)	(0,1695)	(0,1623)	(0,1760)	(0,1533)	(0,1726)	(0,1647)	(0,1691)
Filhas												
Nota_LP	232,9221	227,7126	244,9887	229,5389	237,6006	235,6352	233,0707	224,1269	245,2377	227,2857	239,1443	235,2050
	(0,1909)	(0,1962)	(0,1697)	(0,1946)	(0,1867)	(0,1873)	(0,1899)	(0,1970)	(0,1695)	(0,1954)	(0,1859)	(0,1874)
Nota_MT	240,2170	235,1130	250,9787	236,9023	244,5986	242,4567	240,3553	231,6773	251,1655	234,7422	246,2833	241,9871
	(0,1828)	(0,1860)	(0,1693)	(0,1852)	(0,1802)	(0,1809)	(0,1808)	(0,1874)	(0,1671)	(0,1858)	(0,1813)	(0,1804)
Icsef	0,5934	0,5740	0,6062	0,5781	0,6214	0,5802	0,5902	0,5734	0,6044	0,5764	0,6275	0,5790
	(0,1612)	(0,1751)	(0,1556)	(0,1722)	(0,1676)	(0,1702)	(0,1617)	(0,1765)	(0,1553)	(0,1730)	(0,1656)	(0,1696)
Região Sul												
Filhos												
Nota_LP	218,3859	214,3132	232,2390	215,6013	229,4424	220,8250	219,2743	211,5010	232,2385	213,8271	230,0649	220,3855
	(0,2000)	(0,2028)	(0,1851)	(0,2021)	(0,1952)	(0,1996)	(0,2018)	(0,2045)	(0,1829)	(0,2044)	(0,1924)	(0,2003)
Nota_MT	240,5408	235,9147	251,6576	237,3778	249,5778	241,8612	241,3120	233,0553	251,5803	235,5261	250,8180	241,2448
	(0,1782)	(0,1825)	(0,1650)	(0,1814)	(0,1743)	(0,1782)	(0,1787)	(0,1841)	(0,1645)	(0,1832)	(0,1706)	(0,1791)
Icsef	0,6170	0,6031	0,6270	0,6049	0,6410	0,6032	0,6113	0,5995	0,6269	0,6003	0,64729	0,6001
	(0,1519)	(0,1590)	(0,1458)	(0,1575)	(0,1575)	(0,1572)	(0,1514)	(0,1611)	(0,1437)	(0,1586)	(0,1528)	(0,1570)
Filhas												
Nota_LP	231,6397	225,6076	243,0541	227,5331	239,8194	232,8992	231,5954	222,9736	243,2389	225,6496	241,4977	232,3260
	(0,1851)	(0,1877)	(0,1687)	(0,1874)	(0,1806)	(0,1834)	(0,1835)	(0,1897)	(0,1658)	(0,1885)	(0,1798)	(0,1833)
Nota_MT	238,3761	233,0921	247,9729	234,7788	246,0965	239,3404	239,3651	229,9847	248,3581	232,8962	247,7932	238,7651
	(0,1730)	(0,1772)	(0,1620)	(0,1761)	(0,1767)	(0,1731)	(0,1734)	(0,1766)	(0,1611)	(0,1766)	(0,1739)	(0,1734)
Icsef	0,6105	0,5961	0,6215	0,5981	0,6423	0,5973	0,6097	0,5936	0,6214	0,5958	0,6454	0,5957
	(0,1507)	(0,1588)	(0,1443)	(0,1572)	(0,1578)	(0,1562)	(0,1481)	(0,1605)	(0,1452)	(0,1574)	(0,1536)	(0,1564)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os termos entre parênteses referem-se ao coeficiente de variação.

No que diz respeito à escolaridade da mãe, os maiores e menores desempenho em Português, em favor dos filhos tratados, foram verificados nas regiões Norte (6,2%) e Centro-Oeste (3,3%), respectivamente, para o extremo inferior de educação da mãe (fundamental completo) e, para o Norte (6,1%) e Sudeste (1,9%), para o nível de ensino superior, respectivamente; em Matemática, encontram-se as regiões Norte e Sudeste com magnitude de 5,3% e 3,4%, respectivamente, para o estrato inferior e, 5,4% e 1,7%, para a categoria de ensino superior, respectivamente.

Em relação às filhas, para o extremo inferior da distribuição de educação, as maiores e menores diferenças na proficiência de Português encontra-se nas regiões Norte (6,6%) e Sul (3,9%) e, em Norte (4,4%) e Sudeste (1,7%), para o extremo superior, respectivamente; na disciplina de Matemática, os maiores e menores diferenciais estão presentes nas regiões Norte (5,5%) e Sudeste (3,7%), respectivamente, em favor das filhas que possuem mãe com ensino fundamental completo, quando comparadas àquelas com nível de escolaridade inferior a esta. Para as filhas de mãe com ensino superior completo (tratados) em comparação àquelas com pais abaixo desse nível de educação (controle), os maiores e menores diferenciais encontram-se nas regiões Norte e Nordeste, com magnitude de 3,9% e 1,4% em favor dos tratados, respectivamente.

A análise descritiva dos dados também releva que, maiores níveis socioeconômicos da família estão associados a melhores resultados escolares dos filhos, para as duas disciplinas analisadas. Além disso, verifica-se que, em média, estratos mais elevados de educação dos pais estão associados a maiores níveis socioeconômicos, o que indica que, há uma associação positiva entre educação dos pais e condição socioeconômica familiar, já que, pais mais escolarizados estão mais propensos a adquirir maiores níveis de renda.

4.2. Resultados Econométricos

Conclusões a respeito do efeito causal da educação dos pais sobre o rendimento escolar de seus filhos não são sustentáveis a partir de uma simples comparação de resultados entre as crianças tratadas e não-tratadas, pois deve-se isolar os efeitos da educação dos pais de outros fatores que possam influenciar os resultados potenciais. Visando isolar tais efeitos, e estimar os reais impactos médios da escolaridade dos pais, utilizou-se o método de Mediação Causal, o qual permite decompor o efeito total da educação dos pais nos efeitos direto e indireto, sendo que, neste último, a educação dos pais afeta o desempenho dos filhos via condição socioeconômica da família. Os resultados das estimativas estão explicitados nas Tabelas 2 e 3.

A partir dos resultados, verifica-se que, o efeito médio de mediação causal via condição socioeconômica da família é positivo e estatisticamente significante em todos os estratos de educação dos pais e regiões do país, para ambas as disciplinas.

As estimativas para ambas as disciplinas, regiões e gêneros, mostram que, o efeito médio de mediação causal ganha força à medida que a educação dos pais aumenta. Tal resultado já era esperado, pois, pais mais escolarizados possuem, em média, melhores condições socioeconômicas, e com isso, potencializa-se o efeito indireto da educação dos mesmos sobre o rendimento escolar dos filhos via condição socioeconômica. Ademais, torna-se importante destacar também que o efeito indireto da educação dos pais, nos níveis mais baixos de escolaridade (fundamental e médio), em média, é expressivamente menor que o efeito direto. Por outro lado, no extremo superior de educação (superior completo), ocorre o contrário, havendo, em média, uma predominância do efeito de mediação causal sobre o rendimento escolar dos filhos, sugerindo que, pais com ensino superior completo possuem maior influência via condição socioeconômica do que, de forma direta, indicando que, o efeito da educação dos pais para o extremo superior da distribuição de escolaridade destes, pode ser superestimado ao desconsiderar o efeito indireto associado ao nível socioeconômico da família, até então, não levado em consideração pela literatura.

Diferentemente do efeito indireto, o efeito direto perde força no extremo superior de escolaridade dos pais (ensino superior completo) e, consequentemente, o mesmo ocorre para o efeito total, já que, para esse mesmo estrato de educação, os efeitos, direto e indireto, variam em sentidos contrários de modo que o primeiro perde força ao ponto ser negativo, em alguns casos, e o segundo ganha força, gerando-se, assim, um efeito total relativamente pequeno.

Levando-se em consideração a heterogeneidade dos efeitos entre pai e mãe, o efeito total da educação da mãe, para filhos e filhas, domina o efeito total da educação do pai, para todos os estratos de

escolaridade, indicando que, a educação da mãe possui maior influência sobre os resultados escolares dos filhos do que o pai, para ambas as disciplinas, diferentemente do que é evidenciado por Marbuah (2016) e, Mendes e Karruz (2016). Além disso, nas categorias de escolaridade média e superior, a educação da mãe possui maior influência tanto direta quanto indireta sobre os resultados acadêmicos de filhos e filhas, quando comparada aos mesmos estratos educacionais do pai, indicando que a mãe possui maior influência no resultado dos filhos do que o pai, tanto direta quanto indiretamente.

Uma maior importância da educação da mãe sobre o rendimento escolar dos filhos pode ser explicada pela maior convivência desta com a criança, de modo que, mães mais escolarizadas podem otimizar o tempo gasto com os filhos, tornando mais eficiente o seu envolvimento para com estes, ao ponto de auxiliá-los na realização de tarefas extraescolares. Na categoria mais baixa de escolaridade, em média, o pai possui uma influência indireta marginalmente maior do que a da mãe, com maior diferencial registrado nas regiões Norte (20%) e Sudeste (38,85%), para filhos e filhas, respectivamente, em Língua Portuguesa e, em Matemática a região Sudeste com 25,76% para homens e 45% para mulheres.

Ao comparar o efeito total causal de cada tratamento entre gênero, verifica-se que, na região Norte, para as duas disciplinas, o nível de educação do pai exerce maior influência sobre o rendimento escolar dos filhos do que para as filhas, para todos os estratos de escolaridade, não havendo um padrão para as demais regiões. Ressalta-se também, para a mesma região, que o diferencial de efeitos da educação do pai entre filhos e filhas é maior no estrato de ensino superior, com diferença de 2,7 pontos, em Português, e 2,8 pontos em Matemática, a favor de alunos do sexo masculino. Observa-se, também, um padrão para o efeito total da educação da mãe nas regiões Nordeste e Sul. No Nordeste, a educação da mãe possui maior influência sobre os resultados dos filhos, com maior diferencial de efeito no estrato de ensino médio completo, com magnitude de 2,2 e 2,6 pontos em Português e Matemática, respectivamente, a favor dos filhos. Já para a região Sul esse efeito é maior para as filhas, com maior diferença de efeitos entre gênero na categoria de ensino fundamental, com 0,79 e 1,4 pontos a mais que os homens, em Português e Matemática, respectivamente. Ressalta-se também que, não foi verificado um mesmo padrão, para todos os estratos de escolaridade, nas demais regiões.

Ao comparar os efeitos totais estimados entre regiões, os resultados para as duas disciplinas evidenciam que, na região Sul filhos e filhas reagem mais ao efeito da educação do pai do que às demais regiões, para o estrato mais alto de educação. Em relação aos níveis de educação, fundamental e médio, a escolaridade do pai possui influência mais efetiva sobre a região Norte, para os filhos, já para as filhas, tal efeito é maior para o Centro-Oeste, para o estrato inferior da educação do pai, e para a categoria de ensino superior encontra-se a região Nordeste, a qual se mostrou mais sensível à educação do pai para este nível de escolaridade, tanto em Português quanto em Matemática. Em relação à educação da mãe, alunos pertencentes à região Norte reagem mais ao efeito total da escolaridade da mãe com ensino fundamental ou médio completo, excetuando-se os filhos, para o estrato de ensino médio, na disciplina de Português, onde, o Nordeste registra maior influência total com magnitude de 12,8 pontos, aproximadamente. Para a categoria de educação mais elevada (ensino superior) os maiores efeitos totais para os filhos são registrados pela região Centro-Oeste com magnitude de 2,5 e 2,3 pontos, aproximadamente, a favor dos tratados, para as proficiências de Português e Matemática, respectivamente. Já para as filhas, o impacto total da educação da mãe com ensino superior é verificado na região Sul do país, com importância de 2,2 e 2,4 pontos em Português e Matemática, respectivamente.

Particionando o efeito total causal pode-se verificar uma heterogeneidade dos efeitos, tanto direto quanto indireto, entre homens e mulheres e, também, entre regiões. A influência indireta da escolaridade tanto do pai quanto da mãe via mediação das condições socioeconômicas, em média, é maior para os filhos do que para as filhas, para todos os níveis de educação dos pais considerados neste estudo, indicando que, o efeito mediação via condição socioeconômica da família perde força quando o filho é do sexo feminino, para ambas as regiões do Brasil. Ressalta-se também que, o maior diferencial de efeitos entre gênero é verificado na região Nordeste, em todos os estratos de educação, com maior heterogeneidade nos níveis de escolaridade, médio (466,1%) e superior (312,1%) em Português e, em Matemática, médio (154,9%) e fundamental (159,5%%), para pai e mãe, respectivamente.

Tabela 2 - Efeitos Direto, Indireto e Total da Escolaridade dos Pais para a Disciplina de Português

	Região Norte					
	Tratamento: Educação do Pai			Tratamento: Educação da Mãe		
Efeitos	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior
			Filhos			
Efeito Mediação	0,4103	0,7088	0,8761	0,3419	0,8878	1,2982
	[0,2337; 0,5962]	[0,4981; 0,9229]	[0,6652; 1,0870]	[0,1739; 0,5265]	[0,6430; 1,1376]	[1,0174; 1,5796]
Efeito Direto	0,4952	8,5503	-0,5254	5,6627	10,7787	0,7738
	[-1,2941; 2,2293]	[6,8475; 10,2006]	[-2,1011; 1,0017]	[3,7838; 7,4836]	[9,1338; 12,3728]	[-0,8076; 2,3064]
Efeito Total	0,9055	9,2591	0,3507	6,0046	11,6665	2,0719
	[-0,8677; 2,6388]	[7,5715; 10,8993]	[-1,2125; 1,8693]	[4,1407; 7,8096]	[10,0441; 13,2552]	[0,4898; 3,6284]
			Filhas			
Efeito Mediação	0,3403	0,4377	0,6816	0,4794	0,4981	0,9139
	[0,1780; 0,5180]	[0,2587; 0,6255]	[0,4418; 0,9151]	[0,2702; 0,7051]	[0,3211; 0,6819]	[0,6083; 1,2029]
Efeito Direto	-0,0795	7,0254	-2,9874	6,3242	11,9332	0,4436
	[-1,9686; 1,7513]	[5,3859; 8,6143]	[-4,6424; -1,3834]	[4,3085; 8,2778]	[10,3354; 13,4817]	[-1,2488; 2,0840]
Efeito Total	0,2608	7,4631	-2,3058	6,8036	12,4313	1,3576
	[-1,6156; 2,0732]	[5,8372; 9,0306]	[-3,9462; -0,7170]	[4,7987; 8,7427]	[10,8427; 13,9656]	[-0,3262; 3,0091]
			Região Nordeste			
			Filhos			
Efeito Mediação	0,2795	0,2723	0,3187	0,2636	0,3172	0,5654
	[0,1637; 0,4009]	[0,1537; 0,3944]	[0,1859; 0,4496]	[0,1462; 0,3881]	[0,1726; 0,4583]	[0,3612; 0,7573]
Efeito Direto	0,2373	8,1115	-1,7241	4,2161	12,4571	-0,9073
	[-1,1297; 1,5622]	[6,7103; 9,4695]	[-3,1207; -0,3705]	[2,8149; 5,5741]	[11,1513; 13,7228]	[-2,3109; 0,4529]
Efeito Total	0,5168	8,3838	-1,4054	4,4798	12,7744	-0,3419
	[-0,8343; 1,8227]	[6,9991; 9,7234]	[-2,7901; -0,0695]	[3,0960; 5,8183]	[11,4793; 14,0290]	[-1,7414; 0,9961]
			Filhas			
Efeito Mediação	0,0935	0,0481	0,0824	0,0676	0,0785	0,1372
	[-0,0531; 0,2281]	[-0,0723; 0,1590]	[-0,0851; 0,2382]	[-0,0531; 0,1783]	[-0,0572; 0,2043]	[-0,0888; 0,3432]
Efeito Direto	1,4747	9,3412	-3,2463	2,8757	10,4527	-1,4678
	[0,0226; 2,8821]	[7,9754; 10,6649]	[-4,7047; -1,8328]	[1,3963; 4,3095]	[9,1672; 11,6985]	[-2,9641; -0,0176]
Efeito Total	1,5683	9,3893	-3,1638	2,9433	10,5312	-1,3305
	[0,1325; 2,9585]	[8,0391; 10,7009]	[-4,6038; -1,7668]	[1,4823; 4,3609]	[9,2578; 11,7664]	[-2,8014; 0,1015]
			Região Centro-Oeste			
			Filhos			
Efeito Mediação	0,3188	0,4739	0,7474	0,5082	0,6798	1,0265
	[0,1449; 0,5105]	[0,3006; 0,6551]	[0,5356; 0,9609]	[0,2605; 0,7772]	[0,4663; 0,8981]	[0,7616; 1,2946]
Efeito Direto	0,0349	6,6930	-3,2274	3,0588	11,3754	1,4311
	[-1,9352; 1,9442]	[4,9403; 8,3917]	[-4,9463; -1,5615]	[0,9486; 5,1040]	[9,6405;13,0568]	[-0,2442; 3,0549]
Efeito Total	0,3537	7,1670	-2,4800	3,5671	12,0552	2,4576
	[-1,5995; 2,2420]	[5,4175; 8,8480]	[-4,1827; -0,8320]	[1,4831; 5,6329]	[10,3366; 13,7251]	[0,8035;4,0802]
			Filhas			
Efeito Mediação	0,2121	0,2855	0,4866	0,1662	0,3379	0,6491
	[0,0668; 0,3731]	[0,1437; 0,4363]	[0,2573; 0,7067]	[0,0467; 0,3130]	[0,1615; 0,5171]	[0,3648; 0,9176]

(continua)

(continuação)

Efeito Direto	2,3801	6,1765	-2,4895	5,5558	10,5761	0,4202
	[0,4192; 4,2804]	[4,5305; 7,7717]	[-4,2312; -0,8015]	[3,4699; 7,5774]	[8,9548; 12,1474]	[-1,3096; 2,0967]
Efeito Total	2,5922	6,4620	-2,0029	5,7221	10,9140	1,0693
	[0,6531; 4,4715]	[4,8342; 8,0326]	[-3,7326; -0,3457]	[3,6425; 7,7281]	[9,3091; 12,4669]	[-0,6417; 2,7296]
Região Sudeste						
			Filhos			
Efeito Mediação	0,3520	0,3168	0,4460	0,2996	0,4353	0,6492
	[0,2740; 0,4400]	[0,2481; 0,3900]	[0,3740; 0,5200]	[0,2233; 0,3800]	[0,3499; 0,5200]	[0,5315; 0,7600]
Efeito Direto	-0,9920	7,7912	-3,1390	3,5927	11,1788	-0,5673
	[-1,8990; -0,0500]	[6,9855; 8,6200]	[-3,8780; -2,3600]	[2,6281; 4,6000]	[10,3945; 11,9800]	[-1,2567; 0,1600]
Efeito Total	-0,6390	8,1080	-2,6930	3,8923	11,6141	0,0819
	[-1,548; 0,3100]	[7,3145; 8,9300]	[-3,4240; -1,9100]	[2,9302; 4,9000]	[10,8293; 12,4100]	[-0,6270; 0,7900]
			Filhas			
Efeito Mediação	0,1912	0,1351	0,1528	0,1377	0,1253	0,2458
	[0,1155; 0,2700]	[0,0696; 0,2000]	[0,0802; 0,2200]	[0,0829; 0,1974]	[0,0636; 0,1944]	[0,1406; 0,3500]
Efeito Direto	0,7088	6,5140	-2,2929	5,2486	10,2106	-0,2225
	[-0,2437; 1,6900]	[5,7888; 7,2900]	[-3,0568; -1,5400]	[4,3297; 6,1809]	[9,5283; 10,9515]	[-0,9964; 0,6300]
Efeito Total	0,9000	6,6491	-2,1401	5,3863	10,3359	0,0233
	[-0,0305; 1,8800]	[5,9280; 7,4300]	[-2,9003; -1,3900]	[4,4765; 6,3352]	[9,6521; 11,0811]	[-0,7626; 0,9000]
Região Sul						
			Filhos			
Efeito Mediação	0,1814	0,1405	0,3094	0,1556	0,3521	0,6897
	[0,0981; 0,2721]	[0,0775; 0,2088]	[0,2133; 0,4076]	[0,0738; 0,2467]	[0,2234; 0,4794]	[0,5015; 0,8662]
Efeito Direto	-0,1062	7,1256	1,0643	3,3200	8,5629	0,8022
	[-1,4443; 1,1907]	[5,9286; 8,2858]	[-0,1469; 2,2383]	[1,8824; 4,7143]	[7,3698; 9,7192]	[-0,3896; 1,9574]
Efeito Total	0,0752	7,2662	1,3738	3,4761	8,9150	1,4920
	[-1,2578; 1,3615]	[6,0727; 8,4120]	[0,1768; 2,5324]	[2,0431; 4,8556]	[7,7350; 10,0567]	[0,3124; 2,6333]
			Filhas			
Efeito Mediação	0,1998	0,1532	0,2433	0,1678	0,1991	0,3464
	[0,1091; 0,2982]	[0,0768; 0,2336]	[0,1055; 0,3731]	[0,0721; 0,2711]	[0,0910; 0,3054]	[0,1654; 0,5155]
Efeito Direto	2,5040	6,9716	0,1064	4,0956	9,1518	1,8315
	[1,1427; 3,8235]	[5,8141; 8,0935]	[-1,1688; 1,3423]	[2,6582; 5,4888]	[7,9965; 10,2716]	[0,5786; 3,0457]
Efeito Total	2,7039	7,1248	0,3497	4,2635	9,3510	2,1779
	[1,3482; 4,0136]	[5,9777; 8,2344]	[-0,9112; 1,5737]	[2,8393; 5,6447]	[8,2040; 10,4579]	[0,5786; 3,0457]

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3 - Efeitos Direto, Indireto e Total da Escolaridade dos Pais para a Disciplina de Matemática

	Região Norte					
	Tratamento: Educação do Pai			Tratamento: Educação da Mãe		
Efeitos	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior
			Filhos			
Efeito Mediação	0,4850	0,8215	0,9812	0,3871	0,9784	1,4576
	[0,2870; 0,6963]	[0,5977; 1,0489]	[0,7581; 1,2030]	[0,2004; 0,5897]	[0,7277; 1,2312]	[1,1691; 1,7459]
Efeito Direto	0,3788	6,7727	-0,9873	5,2252	10,6054	0,5289
	[-1,4150; 2,1175]	[5,0693; 8,4235]	[-2,5673; 0,5438]	[3,3442; 7,0483]	[8,9522; 12,2077]	[-1,0579; 2,0670]
Efeito Total	0,8639	7,5942	-0,0061	5,6123	11,5839	1,9866
	[-0,9141; 2,6142]	[5,8971; 9,2437]	[-1,5804; 1,5290]	[3,7488; 7,4287]	[9,9477; 13,1856]	[0,3935; 3,5637]
			Filhas			
Efeito Mediação	0,2570	0,4154	0,6754	0,3418	0,4579	0,9094
	[0,1165; 0,4139]	[0,2438; 0,5958]	[0,4427; 0,9021]	[0,1583; 0,5397]	[0,2891; 0,6340]	[0,6141; 1,1889]
Efeito Direto	-0,1198	4,6116	-3,4439	5,6612	9,8747	0,9669
	[-1,9235; 1,6282]	[3,0361; 6,1386]	[-5,0427; -1,8944]	[3,7517;7,5119]	[8,3390; 11,3631]	[-0,6665; 2,5501]
Efeito Total	0,1372	5,0270	-2,7685	6,0031	10,3326	1,8763
	[-1,6523; 1,8637]	[3,4647; 6,5330]	[-4,3524; -1,2327]	[4,1065; 7,8265]	[8,8064; 11,8057]	[0,2502; 3,4729]
			Região Nordeste			
			Filhos			
Efeito Mediação	0,3035	0,3281	0,3889	0,3267	0,4218	0,6785
	[0,1898; 0,4229]	[0,2097; 0,4511]	[0,2582; 0,5233]	[0,2075; 0,4508]	[0,2784; 0,5635]	[0,4765; 0,8691]
Efeito Direto	-0,1867	5,5104	-2,4688	4,4363	10,6221	-0,9605
	[-1,5215; 1,1069]	[4,1423; 6,8364]	[-3,8303; -1,1493]	[3,0638; 5,7667]	[9,3500; 11,8550]	[-2,3284; 0,3652]
Efeito Total	0,1168	5,8385	-2,0798	4,7631	11,0439	-0,2820
	[-1,2036; 1,3909]	[4,4842; 7,1448]	[-3,4303; -0,7806]	[3,4048; 6,0725]	[9,7828; 12,2630]	[-1,6424;1,0267]
			Filhas			
Efeito Mediação	0,1576	0,1287	0,1949	0,1259	0,1665	0,2997
	[0,0210; 0,2856]	[0,0185; 0,2330]	[0,0383; 0,3401]	[0,0161; 0,2342]	[0,0402; 0,2851]	[0,0892; 0,4964]
Efeito Direto	0,5292	6,0142	-4,5423	3,4456	8,2599	-1,1245
	[-0,8281; 1,8447]	[4,7298; 7,2590]	[-5,9094; -3,2174]	[2,0671; 4,7817]	[7,0526; 9,4301]	[-2,5278; 0,2354]
Efeito Total	0,6868	6,1430	-4,3473	3,5715	8,4265	-0,8248
	[-0,6541; 1,9883]	[4,8734; 7,3719]	[-5,6969; -3,0329]	[2,2103; 4,8903]	[7,2317; 9,5883]	[-2,2100; 0,5162]
			Região Centro-Oeste			
			Filhos			
Efeito Mediação	0,3903	0,5949	0,9222	0,5252	0,7660	1,2624
	[0,1890; 0,6133]	[0,4021; 0,7949]	[0,6946;1,1497]	[0,2711; 0,8005]	[0,5439; 0,9927]	[0,9886; 1,5385]
Efeito Direto	0,4534	5,0038	-4,0196	4,837	10,6503	1,0614
	[-1,4821; 2,3293]	[3,2694; 6,6847]	[-5,7211; -2,3705]	[2,7448; 6,8650]	[8,9319; 12,3157]	[-0,5981; 2,6699]
Efeito Total	0,8437	5,5987	-3,0973	5,3624	11,4163	2,3239
	[-1,0687; 2,7166]	[3,8775;7,2921]	[-4,7894; -1,4528]	[3,2973; 7,4166]	[9,7062; 13,0781]	[0,6754; 3,9480]
			Filhas			
Efeito Mediação	0,2986	0,3387	0,6891	0,2179	0,4121	0,8970
	[0,1451; 0,4701]	[0,1964; 0,4905]	[0,4606; 0,9205]	[0,0801; 0,3784]	[0,2389; 0,5948]	[0,6158; 1,1690]
Efeito Direto	1,8395	3,7035	-3,2938	4,6468	8,3171	1,4582

	[-0,0468; 3,6679]	[2,112; 5,2459]	[-4,9806; -1,6589]	[2,6472; 6,5849]	[6,7515; 9,8344]	[-0,2155; 3,0803]
Efeito Total	2,1382	4,0423	-2,6046	4,864	8,7291	2,3552
	[0,2647; 3,9436]	[2,4636; 5,5618]	[-4,2739; -0,9919]	[2,8750; 6,7856]	[7,1763; 10,2261]	[0,7005; 3,9817]
	Região Sudeste					
	Tratamento: Educação do Pai			Tratamento: Educação da Mãe		
Efeitos	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior
	Filhos					
Efeito Mediação	0,5350	0,5241	0,7330	0,4254	0,6738	1,0397
	[0,4380; 0,6400]	[0,4354; 0,6100]	[0,6460; 0,8300]	[0,3243; 0,5300]	[0,5772; 0,7700]	[0,9375; 1,1600]
Efeito Direto	-0,2780	6,8080	-3,1190	3,6532	10,1391	-1,0295
	[-1,2590; 0,6900]	[5,9848; 7,6200]	[-3,8570; -2,3600]	[2,6707; 4,6100]	[9,3227; 10,9800]	[-1,8230; -0,3000]
Efeito Total	0,2580	7,3321	-2,3860	4,0786	10,8128	0,0102
	[-0,7130; 1,2400]	[6,5147; 8,1200]	[-3,1190; -1,6100]	[3,0753; 5,0600]	[10,0006; 11,6600]	[-0,7667; 0,7400]
	Filhas					
Efeito Mediação	0,3606	0,3732	0,4870	0,2487	0,3494	0,7360
	[0,2749; 0,4600]	[0,3045; 0,4500]	[0,4070; 0,5700]	[0,1800; 0,3200]	[0,2804; 0,4300]	[0,6150; 0,8500]
Efeito Direto	0,6617	5,4392	-2,4870	5,2198	8,9582	-0,1680
	[-0,3165; 1,5500]	[4,7032; 6,2100]	[-3,2620; -1,7600]	[4,2783; 6,1600]	[8,2593; 9,7100]	[-0,9120; 0,6200]
Efeito Total	1,0223	5,8124	-2,0000	5,4684	9,3076	0,5680
	[0,0409; 1,9100]	[5,0760; 6,5900]	[-2,7940; -1,2800]	[4,5355; 6,4200]	[8,6072; 10,0600]	[-0,1720; 1,3500]
	Região Sul					
	Tratamento: Educação do Pai			Tratamento: Educação da Mãe		
Efeitos	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior
	Filhos					
Efeito Mediação	0,3006	0,2628	0,5368	0,2462	0,6253	1,1495
	[0,1843; 0,4236]	[0,1670; 0,3635]	[0,4157; 0,6563]	[0,1319; 0,3703]	[0,4848; 0,7653]	[0,9552; 1,3415]
Efeito Direto	0,2643	5,4229	0,1699	3,8321	6,8455	1,1154
	[-1,0610; 1,5489]	[4,2480; 6,5617]	[-1,0166; 1,3199]	[2,4135; 5,2071]	[5,6730; 7,9818]	[-0,0521; 2,2470]
Efeito Total	0,5650	5,6858	0,7067	4,0784	7,4709	2,2649
	[-0,7498; 1,8359]	[4,5198; 6,8160]	[-0,4742; 1,8507]	[2,6715; 5,4432]	[6,3065; 8,6013]	[1,1068; 3,3994]
	Filhas					
Efeito Mediação	0,2449	0,2328	0,4309	0,2332	0,3426	0,5983
	[0,1460; 0,3517]	[0,1507; 0,3188]	[0,2933; 0,5656]	[0,1312; 0,3427]	[0,2342; 0,4552]	[0,4184; 0,7683]
Efeito Direto	1,4124	4,9485	0,1631	5,2499	7,6394	1,8296
	[0,0946; 2,6895]	[3,8275; 6,0350]	[-1,07847; 1,3665]	[3,86115; 6,5959]	[6,5168; 8,7275]	[0,6095; 3,0122]
Efeito Total	1,6574	5,1814	0,5941	5,4831	7,9821	2,4280
	[0,3473; 2,9238]	[4,0676; 6,2575]	[-0,6334; 1,7813]	[4,1022; 6,8161]	[6,8665; 9,0526]	[1,2160; 3,5938]

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os termos entre chave dizem respeito ao intervalo de confiança.

Em relação às diferenças inter-regionais do efeito de mediação causal, os resultados para Português evidenciam que, na região Norte os alunos reagem mais ao efeito da educação dos pais via condição socioeconômica do que estudantes das demais regiões, para todas as categorias de educação dos pais, excetuando-se à primeira, para a educação da mãe, onde o maior efeito indireto é registrado pelo Centro-Oeste (0,5 pontos) para estudantes do sexo masculino. O mesmo é verificado para Matemática, exceto para o estrato inferior de escolaridade do pai, onde o Sudeste registra os maiores efeitos médios de mediação causal com magnitude de 0,54e 0,36 pontos, para homens e mulheres, respectivamente, e para filhas de pai com ensino superior e filhos de mãe com ensino fundamental pertencentes à região Centro-Oeste. No que diz respeito ao efeito direto, a maior influência positiva do mesmo, é verificado na região Norte para filhos de pai com ensino fundamental e médio completo, em Português, e filhas de mãe com esse mesmo nível de escolaridade, para ambas as disciplinas. Os resultados do estrato mais elevado de educação dos pais revelam que a região Sul reage mais ao efeito direto da educação do pai do que as demais regiões do país. Resultado semelhante é verificado para o efeito direto da educação da mãe, para o mesmo nível de escolaridade, com exceção dos filhos, onde tal efeito é maior no Centro-Oeste para a disciplina de Português, com magnitude de 1,4 pontos a favor dos indivíduos tratados.Torna-se indispensável destacar também que, em alguns casos, as estimativas apontam para efeitos totais negativos da educação dos pais, havendo uma maior concentração destes no estrato de educação mais elevado. Em relação à mãe com ensino superior completo, esta possui influência negativa apenas sobre alunos da região Nordeste, no que diz respeito ao efeito total, para ambas as disciplinas, embora tal efeito seja relativamente pequeno. Já em relação ao pai com superior completo, este possui impacto total significativamente maior que zero apenas para a região Sul, tanto em Português quanto em Matemática.

Tais resultados possivelmente estão associados ao fato de que, pais mais escolarizados estão mais propensos a trabalhos com maiores remunerações, e diante das exigências do mercado de trabalho, reduz-se o tempo de convivência destes para com os filhos, ao ponto de gerar um efeito negativo pela não otimização de seu tempo e envolvimento direto com os estudos dos filhos devido à escassez de tempo a qual estes estão sujeitos. Entretanto, um efeito total negativo não implica, necessariamente, que pais mais escolarizados não possam intervir de forma eficaz na vida de seus filhos, pois, estes podem influenciar positivamente o rendimento escolar dos filhos indiretamente, por meio de suas condições socioeconômicas, de modo a proporcioná-los maiores investimentos educacionais além de um ambiente familiar mais adequado ao aprendizado de modo a compensar a restrição de tempo a qual este estão sujeitos.

5. Considerações Finais

Este estudo visa mensurar os efeitos do nível de escolaridade dos pais sobre o desempenho escolar de alunos do 5° ano do ensino fundamental da rede pública de ensino, levando-se em consideração a heterogeneidade de tais efeitos entre gêneros e regiões, da área urbana do Brasil. O mesmo fez uso de informações extraídas do SAEB, Censo Escolar e da Plataforma de Indicadores Sociais disponibilizadas pelo INEP, para o ano de 2015.

Estudos referentes ao desempenho escolar evidenciam que maiores níveis educacionais dos pais estão associados a melhores resultados escolares de seus filhos, tanto a nível nacional (MELO; ARAKAWA, 2016; MENDES; KARRUZ, 2016), quanto a nível internacional (CLICK; SAHN, 2000; CHEN, 2009; JERRIM; MICKLEWRIGHT, 2011). No entanto, uma determinada parcela dessa contribuição da educação dos pais se dá de forma indireta via condição socioeconômica da família, até então, não levada em consideração pela literatura. Desse modo, este estudo pretende contribuir com a literatura ao estimar as direções causais da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos, além de decompor tal efeito em duas parcelas, efeito direto e indireto, sendo que, neste último, a escolaridade dos pais afeta indiretamente o desempenho dos filhos por meio do nível socioeconômico da família, a qual se encontra na via de causalidade entre o nível de instrução dos pais e o desempenho escolar dos alunos.

Visando atingir o objetivo proposto por este trabalho, utilizou-se o método de Efeito Mediação Causal, o qual permite capturar a parcela do efeito de uma variável de tratamento sobre a variável de resultado que pode ser explicado por seu efeito na variável mediadora, permitindo, assim, particionar o efeito médio total da escolaridade dos pais nos efeitos, direto e indireto (mediação).

A partir dos resultados encontrados, verificou-se que, o efeito médio de mediação causal ganha força à medida que a educação dos pais aumenta, indicando que, pais mais escolarizados possuem, em

média, melhores condições socioeconômicas, potencializando-se, assim, o efeito indireto da educação dos mesmos sobre o rendimento escolar dos filhos via condição socioeconômica da família. Ademais, no extremo superior de educação (superior completo), em média, há uma predominância do efeito indireto em detrimento ao efeito direto, sobre o rendimento escolar dos filhos, sugerindo que, pais com ensino superior completo possuem maior influência via condição socioeconômica do que de forma direta, indicando que, o efeito da educação dos pais para o extremo superior da distribuição de escolaridade destes, pode ser superestimado ao desconsiderar o efeito indireto associado ao nível socioeconômico da família, até então, não levado em consideração pela literatura.

As estimativas também mostram que o impacto total da educação da mãe domina o efeito total da educação do pai em todos os níveis de escolaridade. Além disso, nas categorias de escolaridade média e superior, a educação da mãe possui maior influência tanto direta quanto indireta sobre os resultados acadêmicos de filhos e filhas, quando comparada aos mesmos estratos educacionais do pai.

Torna-se importante destacar também que os resultados aqui encontrados apontam para diferenças nos efeitos causais entre gêneros e regiões, indicando que, filhos e filhas, além das macrorregiões brasileiras, reagem de forma diferenciada aos efeitos da educação dos pais. Na região Norte, o nível de instrução do pai exerce maior influência sobre o rendimento escolar dos filhos quando comparado às filhas, em todos os estratos de educação. Em relação à educação da mãe, esta possui maior influência sobre os resultados dos filhos, na região Nordeste, e maior efeito sobre as filhas pertencentes à região Sul do país.

Ao decompor o efeito total verificou-se que, a influência indireta da escolaridade dos pais via mediação das condições socioeconômicas, em média, é maior para os filhos do que para as filhas, em todos os estratos de escolaridade dos pais, evidenciando que, o efeito médio de mediação causal perde força quando o filho é do sexo feminino, para ambas as regiões do país.

Diante do exposto, os resultados sugerem que pais mais escolarizados transmitem para seus filhos uma determinada parcela de vantagens educacionais por meio do nível socioeconômico familiar, o qual é afetado pela educação dos mesmos devido aos retornos privados do capital humano. Este estudo também procurou contribuir com a literatura ao fornecer indícios que, parte da disparidade de desempenho entre meninos e meninas e entre regiões estão associadas não apenas às desigualdades na distribuição de características relacionadas a estes grupos, mas, também, as formas pelas quais estes reagem a diferentes fatores, em especial, a educação dos pais.

Referências Bibliográficas

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE EMPRESAS DE PESQUISA – ABEP. Critério de Classificação Econômica Brasil, 2014. Disponível em: <http://www.abep.org/criterio-brasil>. Acesso em outubro de 2017.

ARAÚJO, E. S. P.; ALMEIDA, A. T. C. Avaliação dos Resultados Educacionais dos Alunos das Escolas Municipais de João Pessoa-PB. MPGOA, João Pessoa, v.2, n.2, p. 46-63, 2013.

BARROS, R. P.; LAM, D. Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil. Pesq. Plan. Econ., v. 23, n.1, abril 1993.

BECKER, G. S.; CHISWICK, B. R. Education and the distribution of earnings. **American Economic Review**. Papers and proceedings, n. 56, p. 358-369, 1966.

CHEN, Q. Family Background, Ability and Student Achievement in Rural China – Identifying the Effects of Unobservable Ability Using Famine-Generated Instruments. **Gansu Survey of Children and Families Papers**. 2009.

COLEMAN, J. *et al*. Equality of educational opportunity. Washington, D.C. Government Printing Office, 1966.

FELÍCIO, F.; FERNANDES, R. O Efeito da Qualidade da Escola sobre o Desempenho Escolar: Uma avaliação do Ensino Fundamental do Estado de São Paulo. In: Encontro Nacional da Anpec. 2005. **Anais do XXXIII Encontro Nacional da Anpec**, 2005.

GLICK, P.; SAHN, D. E. Schooling of girls and boys in a West African country: the effects of parental education, income, and household structure. Economics of Education Review 19: 63–87. 2000.

HANUSHEK, E. A; WOBMANN, L. Education and Economic Growth. **International Encyclopedia of Education**, v. 2, p. 245-252, 2010.

IMAI, K.; KEELE, L.; TINGLEY, D. A General Approach to Causal Mediation Analysis. **Psychological Methods**. v.15, n. 4, 309–334. 2010.
INEP, **Indicador de adequação da formação do docente da educação básica**, 2015. Disponível em: <http://portal.inep.gov.br/web/guest/indicadores-educacionais>. Acesso em: outubro de 2017.
INEP - Instituto Nacional de Estudos e PesquisasEducacionais Anísio Teixeira. **Microdados do Saeb (Aneb/Prova Brasil), 2015**. Disponível em: http://portal.inep.gov.br/microdados>. Acesso em: outubro de 2016.
INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS – INEP. Disponível em: <http://www.inep.gov.br/>. Acesso em: outubro de 2017.
JERRIM, J.; MICKLEWRIGHT, J. Children's cognitive ability and parents' education: distinguishing the impact of mothers and fathers. Institute of Education, University of London. Janeiro de 2011. Disponível em:
<https://johnjerrim.files.wordpress.com/2013/07/jj__jm_madison_jan_26_2011_rsf.pdf>. Acesso em novembro de 2017.
LOCHNER, L.; MORETTI, E. The Effect of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self-Reports. NBER Working Paper Series 8605. 2001.
MARBUAH, D. A. Influence of Parental Income and Educational Attainment on Children´s Years of Schooling: Case of Ghana. Department of Education. Master's thesis in Sociology of Education. n. 1. 2016.
MEDEIROS, M.; OLIVEIRA, L. F. B. Potencial de Convergência Regional em Educação no Brasil. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Rio de Janeiro, outubro de 2013.
MENDES, B. D.; KARRUZ, A. P. Background Familiar, Desigualdade Regional e o Desempenho no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM). 2016. Disponível em:
<http://www.anepcp.org.br/redactor_data/20161128180922_st_03_bianca_drielly_mendes.pdf>. Acesso em novembro de 2017.
MELO, L. M. C.; ARAKAWA, V. H. Existe desigualdade regional na relação entre background familiar e desempenho escolar dos filhos? Evidências para as grandes regiões do Brasil. XVIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP. São Paulo, 2012.
PALERMO, G. A.; SILVA, D. B. N.; NOVELLINO, M. S. F. Fatores associados ao desempenho escolar: uma análise da proficiência em matemática dos alunos do 5º ano do ensino fundamental da rede municipal do Rio de Janeiro. **R. bras. Est. Pop**. Rio de Janeiro, v. 31, n.2, p. 367-394, jul./dez. 2014.
PERAITA, C.; SÁNCHEZ, M. The effect of family background on children´s level of schooling attainment in Spain. **Applied Economics**, v. 30, p. 1327 – 1334. 1998.
SERF´02, M. The Effects of Family, Social and Background Factors on Children´s Educational Attainment. *Honors Projects.* Paper 8. 2002.
SOUZA, M. I. A.; TAQUES, F. H.; OLIVEIRA, J. C. T.; ALENCAR, D. A. Relação entre Desigualdade e Educação no Brasil: Uma Estimativa de Dados em Painel. IV Semana do Economista & IV Encontro de Egressos. Bahia, outubro de 2014.
VIEIRA, M. A.; TENÓRIO, R. M. Impacto da Escolaridade dos Pais e Nível Socioeconômico Familiar nos Resultados de Testes Cognitivos. 2014. Disponível em:
<http://www.anpae.org.br/IBERO_AMERICANO_IV/GT3/GT3_Coimunicacao/MarcosAntonioVieira_GT3_integral.pdf>. Acesso em novembro de 2017.

Public input and capital tax competition in local jurisdictions in Brazil

Abstract: Previous works emphasize the role of tax rates as the key feature of tax competition. Differently, in this paper we investigate how local jurisdictions in Brazil jointly consider the level of public provision in infrastructure and the business tax rates as fiscal instruments to compete for capital. Using data for approximately 5,000 municipalities over a seven-year period, we find strong evidence that tax competition is driven by both public input spending and tax rate choices. Our main findings indicate that local governments react to tax rate cuts from neighboring jurisdictions in three possible ways: also cutting their tax rates, increasing their public infrastructure spending, or combining both strategies.

Keywords: fiscal competition, spatial spillover, tax reaction function, local public spending.

JEL codes: R12, R51, H72.

1. Introduction

There is a broad tax competition literature that approaches how local jurisdictions compete for business or corporate tax to attract mobile capital. This early literature emphasizes the role of government choices on tax rates as the key feature of tax competition. Most previous empirical work suggests that the tax differential across localities causes higher competition for capital and leads to lower business tax rates (see Devereux et al., 2008, for a comprehensive overview of the literature).

Differently, some recent literature has noted that local governments can explore several fiscal instruments to influence capital allocation. Specifically, some authors have emphasized that local governments affect capital allocation by strategically choosing the business tax rate and the level of public input provision. Hindricks et al. (2008), for example, develop a two-stage model in which tax rate choices are considered strategic complements of local public provision. In this setting, a local jurisdiction anticipates tax competition, and in equilibrium, localities voluntarily underinvest in public provision in the first stage to smooth tax rate competition in the next stage. This model contrasts with Keen and Marchand's (1997) simultaneous game framework in which local governments provide more investments to the more mobile agents (e.g., infrastructure for capital) in opposition to lower public spending for less mobile agents (e.g., local welfare services for residents).

Recently, Hauptmeier et al. (2012) extend the standard model of tax competition by including public input investment as another relevant fiscal instrument used by a local jurisdiction to attract capital. In their analysis, governments set both policy instruments strategically, such that the business tax rate is a function of the government's own level of input in public investment and vice versa.[1] The novelty in Hauptmeier et al.'s (2012) model is that now public infrastructure and business tax rate are jointly determined simultaneous variables. Empirically, this approach is very interesting since it also allows

[1] This is true assuming that public consumption is also endogenous. See Hauptmeier et al. (2012) pp. 408 for a discussion. More recently, Han et al. (2017) argue that tax coordination does not eliminate infrastructure competition among local jurisdictions. The authors suggest that tax competition is "carried over" to infrastructure spending choices, which is in fact the only adjustment variable.

local governments to strategically interact with neighboring jurisdictions' choices over tax rate and public inputs.

In this paper, we apply the analytical framework developed by Hauptmeier et al. (2012) to investigate how local jurisdictions in Brazil jointly consider the level of public provision in infrastructure and the business tax rates as fiscal instruments to compete for capital. Using data for approximately 5,000 municipalities over a seven-year period, we find strong evidence that tax competition is driven by both public input spending and tax rate choices. The results suggest that municipalities mimic each other in business tax rate as well as in infrastructure spending. More interestingly, the results indicate that communities respond to neighboring tax rate cuts by increasing their own public infrastructure spending, or concurrently, municipalities respond to an increase in neighboring public input spending by cutting their own tax rates.

Considering that not only the dependent variable (business tax rate) but also some explanatory variables (public input expenditure) from neighboring observations can be spatially lagged, this paper tackles several econometric issues. Different from Hauptmeier et al. (2012), we control for spatial and time fixed effects and estimate a community's tax reaction function using a spatial Durbin model (SDM). This method allows us to control for community-specific non-observable and invariant attributes, such as regional policies and institutional aspects, that can produce biased estimations in a cross-sectional approach (Elhorst, 2017). Additionally, we lag the dependent variable in a dynamic approach. Since previous literature on corporate tax suggests that tax rate does not change frequently, a dynamic model is more accurate to address high persistence over time (Redoano, 2007). Finally, we compare results from the dynamic panel data to the cross-sectional approach, and we provide evidence that our main findings are robust and conservative compared to Hauptmeier et al.'s (2012) findings.

To discuss capital competition in Brazil, this paper proceeds as follows. Section 2 briefly discusses some hypotheses regarding spatial interaction of public input provision and business tax rate based on previous literature. Section 3 depicts the empirical approach. Section 4 describes the Brazilian institutional framework. The results are shown in Section 5. Finally, Section 6 presents the conclusion.

2. Expected effects of local business tax and public input competition

Early contributions to the business tax competition literature consider tax rate choice the main fiscal tool used by communities to compete for capital. Differently, based on the works of Wildasin (1991) and Hindricks et al. (2008), Hauptmeier et al. (2012) suggest that local governments compete for mobile capital using a mix of fiscal instruments.

Assuming a federation with two homogeneous jurisdictions, Hauptmeier et al. (2012) build a model in which capital is perfectly mobile and fixed in supply and in which the public input improves the marginal productivity of the private factor of production.[2] In this framework, the objective function of local governments is to maximize welfare, which depends on total output, capital income, tax revenue and public input provision. In equilibrium, capital net return is equalized across communities.

One interesting assumption of the model is that public input funding is not based on only capital taxes. Thus, governments can choose more than one policy instrument to compete for capital. In this context, the local decision on tax rate depends not only on the average tax rate but also on the public input spending of neighboring jurisdictions. Alternatively, local public input spending reacts concurrently to the average tax rate and the infrastructure spending of neighboring jurisdictions. The parameters of interest are the slope of the tax rate and public input reaction functions, as in the general functions $\tau_i = f_\tau(\tau_j, input_j)$ and $input_i = f_{input}(\tau_j, input_j)$.

Thus, the model of Hauptmeier at al. (2012) provides several insights on the strategic interactions of local communities to attract capital. The main implications are summarized in this section in four main hypotheses. Those hypotheses constitute the analytical foundation of our empirical analysis.

Hypothesis 1: If a neighboring community cuts its tax rate, the optimal reaction is to decrease local taxes as well.

The positive association between local tax rate and neighboring average tax rate has been noted by several authors in tax competition literature (See Brueckner, 2003 for a

[2] For the model development, see Hauptmeier et al. (2012), pp. 408-409.

comprehensive discussion). In fact, this is the baseline hypothesis of tax mimicking literature.

Hypothesis 2: If the neighboring community increases its supply of public inputs, a region will respond by spending more in inputs.

Previous literature has approached public input competition separately from tax rate choice. Keen and Marchand (1997), for example, discuss how communities tend to privilege productivity-enhancing public spending compared to public goods associated with the welfare of their citizens. Bucovetsky (2005) suggests that public input competition is different from other fiscal variables because of agglomeration effects caused by skilled works and infrastructure quality. Differently, Hauptmeier at al. (2012) establish an interaction between neighboring input spending and local spending within a community. A positive slope is expected in the public input reaction function in a similar fashion to the tax mimicking literature.

Hypothesis 3: If the neighboring community cuts its tax rate, a region will respond by providing more public input.

Hypothesis 4: If the opponent provides more public inputs, it is optimal to cut the tax rate.

Hypotheses 3 and 4 four are the main insights in Hauptmeier et al.'s (2012) model. The pioneering authors describe how local governments enact strategic behavior by simultaneously choosing tax rate and public input spending according to the decisions of neighboring jurisdictions concerning both instruments. In this framework, local jurisdictions compete for capital using tax and non-tax instruments. According to hypotheses 3 and 4, a negative association is expected between the tax rate (or public input) behavior of a community and that of a neighboring community. Thus, to compensate for a neighbor's tax rate cut, a community responds by increasing public input, or to counterbalance an increase in a neighbor's public input, the local community cuts its own tax rate. In the next sections, we detail the empirical approach to test these hypotheses and investigate the Brazilian institutional framework.

3. Empirical approach

In Hauptmeier et al. (2012), communities compete for capital considering tax rate and public input spending simultaneously. The strategic interactions between these fiscal instruments can be represented by two linearized reaction functions in a simultaneous system of equations as depicted below:

$$\tau_i = \gamma_\tau Input_i + \alpha_\tau \sum w_i \tau_j + \beta_\tau \sum w_i Input_j + \varphi_\tau X_i + u_i \quad (1.1)$$

$$Input_i = \gamma_I \tau_i + \alpha_I \sum w_i \tau_j + \beta_I \sum w_i Input_j + \varphi_I X_i + \vartheta_i \quad (1.2)$$

where τ and Input indicate, respectively, the business tax rate and the local public input spending from community i in the tax reaction function (1.1) and in the input reaction function (1.2). The subscript j indicates the community's neighboring jurisdictions. The parameters $\Sigma w_{ij}\tau_{jt}$ and $\Sigma w_{ij} Input_{jt}$ denote, respectively, the average neighboring tax rate and the average neighboring input spending excluding the local community and weighted by predetermined spatial matrix W. The term X represents the vector of control variables (including a constant) in both equations. Finally, μ and ϑ denote the residuals in the tax rate and input reaction function, respectively.[3]

The problem with the system of equations approach described in (1.1) and (1.2) is that to the best of our knowledge, as discussed by Klemm and Van Parys (2012)[4], the only econometric approach available for spatial simultaneous relations is the cross-sectional estimator, developed by Kelejian and Prucha (2004) and used in Hauptmeier et al. (2012)

Making sense of this methodological restriction, another possible strategy considers a spatial panel model with spatially lagged variables, in which each reaction function is estimated separately. Thus, to investigate both the interaction effect of the neighboring

[3] We note that the simultaneous approach allows for cross-sectional interdependence in the residuals as described in 2.1 and 2.2:

$u_i = \rho_u \sum_j w_{ij} u_j + \epsilon_i \qquad (2.1)$

$\vartheta_i = \rho_v \sum_j w_{ij} v_j + \varepsilon_i \qquad (2.2)$

where ρ accounts for spatial correlation in each function and ε and ϵ are assumed to be error terms that are independently and identically distributed.

[4] For a discussion see footnote 14, pp. 400, in Klemm and Van Parys (2012).

jurisdictions on the tax rate of jurisdiction *i* as also the potential spatial interaction between neighboring public input spending and own jurisdiction tax rate, it is possible to use the Spatial Durbin Model (SDM). In terms of the tax reaction function (1.1), we have the SDM specification (3.1):

$$\tau_{it} = \lambda \sum w_{it}\tau_{jt} + \beta Input_{it} + \theta \sum w_{it} Input_{jt} + \varphi X_{it} + \sigma_t + c_i + \varepsilon_{it} \qquad (3.1)$$

Where the term *t* indicates the time period. The terms $\sum w_{it}\tau_{jt}$ and $\sum w_{it} Input_{jt}$ capture, respectively, the interaction effect of business tax rate in jurisdiction i with respect neighboring jurisdictions j, and own's jurisdiction reaction to neighboring variation in public input spending. Both are weighted by the spatial matrix W. Additionally, X_{it} indicates a vector of exogenous covariates, c_i indicates a spatial fixed effect and $\sigma_t$indicates a time fixed effect.

Similarly, someone could depict public input spending reaction function as function 3.2:

$$Input_{it} = \lambda \sum w_{it} Input_{jt} + \beta\tau_{jt} + \theta \sum w_{it}\tau_{jt} + \varphi X_{it} + \sigma_t + c_i + \varepsilon_{it} \qquad (3.2)$$

As discussed in Elhorst (2012), unlike non-spatial models, the coefficient estimate in the SDM is not exactly the marginal effects of a change in the explanatory variables. [5] In terms of function (3.1), a change in a specific jurisdiction *i* associated with infrastructure spending affects the own community tax rate (direct effect) and can affect the tax rate in all other communities indirectly (spillover effect). The novelty here is that, compared to Hauptmeier et al. (2012), the direct effect includes feedback effects that arise as a result of impacts passing through neighboring units (units j) and back to the unit that the change originated from (unit i). These feedback effects are partly due to the coefficient of the spatially lagged dependent variable ($W_{it}y_{jt}$) and partly due to the coefficient of the spatially lagged value of the explanatory variable itself ($W_{it}X_{jt}$).[6] Thus, to obtain the

[5] In a simultaneous system of equations, it is possible to estimate the reaction functions of the different fiscal instruments jointly, considering in each equation the remaining fiscal variables as explanatory variables at the same time. To provide some comparison, in the Appendix, we present the results for a cross-sectional approach.

[6] (See Elhorst, (2012) and LeSage and Pace (2009) for a discussion).

marginal effect on the dependent variable, someone should take the derivatives from the reduced form of function (3.1).[7]

We also estimate fiscal a dynamic version of functions (3.1) and (3.2) including a lagged dependent variable (the term it-1) in the model, as also we run a standard spatial autoregressive (SAR) model, without the spatial lag of the explanatory variable. One drawback of the SAR specification is that it does not consider the heterogeneous impact from a change in the explanatory variable (public input) in total effects. As the SAR model does not use the additional matrix W in the explanatory variable, the spillover effect is obtained from a common multiplier over the explanatory variables (LeSage and Pace, 2009). It is important to note that we estimate the SDM and the SAR model using a maximum likelihood estimator (MLE). We discuss the robustness of our findings in Section 5 (Results). Next, subsection 3.1 describes the spatial weight matrix used in functions 1 to 3.

3.1 Spatial Matrix

To capture the effects of community *j* on the reaction function of community *i*, we consider a standard contiguity matrix (W_{ij}) in which the bordering communities are considered neighbors.[8] The weight W_{ij} is uniformly distributed according to the number of total neighboring communities and standardized to create rows summing to one for each community i ($\sum_{i \neq j} W_{ij} = 1$) as depicted in function (4):

$$w_{ij} = \frac{V_{ij}}{\sum_{k \neq i} V_{ik}} \quad (4)$$

where V_{ij} indicates the j neighbor of community i and assumes the value of one if the communities are contiguous and zero otherwise. The contiguity matrix should capture spatial interdependence and potential spillover effect from tax rate choices and public

[7] In fact, someone should consider the matrix of partial derivatives of the expectation of the dependent variable, with respect to the k_{th} explanatory variable in unit 1 up to unit N. The diagonal and off-diagonal elements of this relation indicates the direct and spillover effects, respectively. In the SDM it follows $(I - \rho W)^{-1}[\beta_k + W\theta_k]$. Differently, the Ordinary Least Square (OLS) model does not tackle the spillover effect and the direct effect is β_k. In the SAR model it follows the diagonal and off-diagonal elements of $(I - \rho W)^{-1}\beta_k$. See Halleck Vega and Elhorst (2015) pp. 345, for a discussion.

[8] Most of the literature relies on the idea that spatial interaction is more intense or more probable in neighboring jurisdictions.

input spending across the local community and its neighbors. In the next section, we describe the institutional framework and how we collect data from Brazilian municipalities.

4. Brazil Institutional Framework and Data

Brazil is a federation composed of three different levels of government, namely, federal, state and municipality. Municipalities are the lowest tier of government. There were 5565 municipalities in 26 states in the year 2015. Although municipalities are autonomous in political and administrative terms, they have weak fiscal autonomy. In fact, there is a great fiscal imbalance between the upper and lower tiers of government. Meanwhile, the federal budget accounts for approximately two-thirds of total public revenues, but it makes up less than half of total expenses on public services, such as health and education.

In Brazil, the local government depends strongly on non-conditional grants from the central government. Differently from most federations, there is not an equalization grant system that produces incentive effects in the tax base; e.g., an increase in communities' efforts to collect taxes tends to negatively affect how much they obtain from equalization grants. Non-conditional grant distribution across municipalities essentially follows demographic criteria. In approximately 97% of the municipalities, grant allocation depends on 17 populational cutoffs in which less populous communities obtain more resources per capita than more populous municipalities. Moreover, states provide municipalities with additional funding originating from value added tax (VAT) and vehicle tax refund.[9] Those two types of resources from states and central government represent on average approximately half of municipalities' total revenues.

Regarding local expenditures, budget allocation must respect legal rules on minimal spending (bottom limits). According to Brazilian legislation, municipalities should spend at least 25% of their budget (total revenues) on elementary and secondary educational

[9] In Brazil, VAT and vehicle tax are states' duty. States return approximately 25% of total revenues to the communities where the taxes were collected. Additionally, there are categorical grants for education and health. For a comprehensive description in English of grants in Brazil, see Shah (1991).

services and at least 15% on health services.[10] Additionally, local public provision includes the maintenance of recreational areas, such as parks and squares, and public infrastructure investment, such as garbage collection, public transportation (excluding subway), street repair and lighting, as well as pavement, bridge and tunnel maintenance. According to Afonso et al. (2005, pp. 29), the local government is responsible for approximately 85% and 25% of total public spending in urbanism and transportation, respectively. Thus, we consider as public infrastructure spending per capita the total community expenditure in urbanism, transportation and energy. Those expenses should capture jurisdictions' investments in street and road maintenance, street lighting and public transportation.

With respect to local taxes, municipalities collect two main taxes: business tax and property tax.[11] Municipality taxes represent on average only 20% of their total revenues. The local business tax is applied by local services that do not trade goods directly, such as restaurants, cafeterias, hairdressers, vehicle repair, travel agencies, private health care, financial and education services. Retailers such as gas stations and market chains collect VAT but not the business tax. The business statutory tax rate ranges from 2% to 5% and is set by federal law. Tax rates vary by economic sector.[12]

It is noteworthy that, different from most countries in Europe and North America, property tax in Brazil is not a very important source of revenues for municipalities. General statutory tax rate is very low (less than 2%), and there are many households that are tax exempt. According to Carvalho (2009), from 2002 to 2005, on average, only 30% of households paid property tax, and property tax accounts for less than 0.5% of gross domestic product (GDP). In our sample, revenues from business tax rate are two times larger than revenues from property tax.

Therefore, it seems appropriate to consider that the business tax constitutes the main tax that municipalities can choose to attract capital. Regarding public infrastructure, how public investment can be capital enhancing to small- and mid-sized firms is less straightforward. It is expected that local infrastructure is positively associated with

[10] It follows, respectively, Law nº 9424 de 1996 (Lei das Diretrizes e Bases da Educação Nacional – LDB) and Emenda Constitucional 29/2000.

[11] In Portuguese, respectivelly, Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS) and Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU).

[12] It follows Lei Complementar 116/2003 and Emenda Constitucional 37/2002.

commuting and that the demand of local services should benefit from better public input. Additionally, public urban structure can impact the costs of private services. Nevertheless, how capital location responds to public infrastructure spending in urbanization, such as street maintenance, sidewalks, lighting and public transportation, is an empirical question, as is Hauptmeier et al.'s (2012) analysis on German firms.

A problem with business tax (and for property tax in Brazil) is that there is not a systematic compilation of the tax rate across the 5,655 municipalities and by economic sector. To circumvent this problem, we follow Jacobs et al. (2010) and Hayashi and Boadway (2001), and we calculate the average effective tax rate (AETR) of the business tax. AETR is usually defined as the ratio of tax revenues to a firm's total revenues or profits. We calculate the business AETR as the ratio of the total municipality revenue from business tax to the total direct value-added contribution of the services sector to municipality gross domestic product. We note that information on firms' revenues is available for only the state level in the Brazilian Bureau of Economics and Statistics (IBGE) dataset. Moreover, considering data on states, the direct value-added contribution presents a correlation above 80% with information on firms' revenues in the services sector. Thus, we assume that this variable is representative of firms' revenue.

There are some advantages in using AETR instead of statutory tax rates in our context. First, AETR changes more frequently and is less rigid across time than statutory tax rates. Second, AETR should present more tax salience than statutory tax rates (e.g., firms should be more concerned with the average tax burden between communities than with statutory rates). Third, AETR should capture the effect of the business tax rate over the fiscal base. Finally, data for calculating AETR are available on the IBGE.

We obtain data from two main sources. Data on the public spending and revenue of municipalities are available at the Finanças do Brasil (FINBRA) dataset provided by the National Secretary of the Treasury. Information on number of firms in the services sector by municipality is available at the Cadastro Central de Empresas (CEMPRE) provided by the Brazilian Bureau of Economics and Statistics (IBGE). We also collect additional information on economic and demographic variables from the IBGE. Thus, we are able to control for some demographic characteristics such as municipalities' share of young and elderly, population size (level and squared term) density and whether the municipality is inside a metropolitan area or not.

All monetary variables are in Brazilian Reais (R$) and are deflated to their real values in 2010 using a national consumer index. Data are not available for all 5,565 Brazilian municipalities in the same number of time periods. For this reason, we build a balanced panel with information from 2006 to 2012 considering 5004 communities.

<<TABLE 1>>

Table 1 presents the descriptive statistics from the dependent and independent variables in our sample. On average, each municipality has 920 firms, and there are approximately 10 workers per firm. These results reinforce the idea that most of the business tax is levied on small- and medium-sized firms. Regarding demographic variables, municipalities present on average 34 thousand inhabitants, and of the total population, approximately 27% are under fifteen years old, and 11% are above sixty years old. It is important to note that the share of infrastructure spending is quite low compared to municipalities' total spending. On average, infrastructure spending per capita accounts for only 14% of the total local budget, but it represents 81% of public investment spending. Next, we present the results for the methodological approach for tax and public input interaction across communities in Brazil.

5. Spatial Panel Data Results

Table 2 brings the main results regarding Brazilian municipalities' reaction function on neighboring tax rate choice. All results bring the estimation outcomes for a row-standardized contiguity matrix. Following function (3.1), columns I and II present the ML estimator results for, respectively, a static and a dynamic Spatial Durbin Model (SDM). The main difference between the two specifications is that the latter controls for higher persistence in the dependent variable, as also allows to estimate short-term effects of the lagged explanatory variable (public input spending). Column III brings the results for a dynamic spatial autoregressive (SAR) model without the spatial lagged explanatory variable in the public input variable.

As discussed in Section 3, the coefficient estimate in the SDM is not exactly the marginal effects of a change in the explanatory variables. Because of that we focus our discussion on the direct and indirect effect over the variables of interest. We note that all models control for spatial and time fixed effects. Additionally, we also control for demographic

characteristics as size of population (also squared population), population density, share of young and share of elderly.

We start our analysis over the estimated coefficients for the tax rate and public input spending variables. First, we note that the estimated coefficients for neighboring tax rates are positive and significant in all specifications, ranging from 0.51 to 0.56. In fact, an estimated coefficient of 0.56 (column II) suggests that an average tax increase of one percentage point among neighboring municipalities is associated with a 0.56 percentage point increase in the local community tax rate. This result indicates a spatial spillover effect in communities' business tax rate, as discussed in hypothesis 1 from Section 2. Interestingly, the estimated coefficient for the spillover effect on tax rate is higher in the SDM specifications compared to the SAR model.

Additionally, we note that the coefficient on the lagged tax rate variable is positive and significant in both dynamic specifications (Columns II and III). This finding suggests that business tax rate presents some persistence over time or, similarly, that communities with a high tax rate in period t tend to set a high tax rate also in the next period.

<<TABLE 2>>

Regarding direct impacts, we note that in Column II (Dynamic SDM), the long run coefficient estimate of 0.0074 on public input spending (per $ 100 Reais) per capita is fairly different from the direct effect estimate of 0.0099. Considering that the effect estimate is superior to the coefficient estimate, this difference suggests a positive feedback effect. In fact, this result indicates that local tax rate would increase by approximately 0.025 percentage points due feedback effects, which amounts to approximately 25% of the direct effect. Importantly, these feedbacks effects originated from the own tax rate are not so small (in our sample, the average tax rate is approximately 1.6%) and suggest a significant impact passing through to neighboring municipalities and back to the own jurisdiction infrastructure spending. In the SAR model (Column III), the feedback effect presents a similar magnitude of approximately 26% of the direct effect. Differently, in the static SDM (Colum I) the difference between the direct effect estimate and the coefficient estimate is very small, approximately only 0.0001 (we come back to this finding below).

Contrastingly, whereas results in Table 2 suggest a positive effect of a change in infrastructure spending in a particular municipality on the business tax rate in that

jurisdiction, results reveal that public input spending increase presents a negative spillover (indirect) effect in neighboring tax rate in both SDM specifications. These results indicate that an increase of 1000 Reais per capita in own municipality's infrastructure causes a 0.02 percentage points decrease on average business tax rate in the neighboring jurisdiction. The spillover effect is higher in the dynamic specification.

Thus, in Column II, results for the total effect (summing up direct and indirect effect) indicate that for each additional investment of 1000 Reais per capita in local public input, local tax rate would increase by approximately 0.08 percentage points. Results suggests that indirect effect reduces the direct impact around 20%. Moreover, the spillover effect is four times smaller than the direct effect. According to (Elhorst, 2014), it is expected that the impact of a change will probably be larger in the jurisdiction that provoked the change.

It is noteworthy to point out that in the SAR model, although the estimated direct effect is very close to the SDM model, the indirect effect is not. In fact, results in Column III reveals a positive and significant spillover effect for an increase in public input spending on neighboring tax rate. This result contradicts hypothesis 4 from our analytical framework as also the SDM results. It seems that the SAR model fails to proper estimate the spillover effect because it does not consider the spatial lagged term in its functional form (see discussion in Section 3).

Regarding short term, results on Column II reveals that short term direct effects for infrastructure spending are smaller than long term effects. It makes sense if someone consider that takes time to the infrastructure spending fully affect the own tax rate. Surprisingly, the short-term spillover effect is similar to the long term estimated effect (-0.0017 and -0.0019, respectively). These results suggest that while municipality takes longer to adjust (increase) its own tax rate, neighboring jurisdictions reacts faster to an increase in infrastructure spending by cutting their tax rate.

Additionally, the long-term effects (both direct and indirect) are greater in the dynamic SDM compared to the non-dynamic model. This result points out that the static model underestimates long term effects, and the potential bias is more severe for the direct effect than for the spillover effect for this case.

Elhorst (2012) notes that, in general, several researches fail to reject the null hypothesis that the coefficients of the spatially lagged explanatory variable are not significant, and

concurrently, do not obtain a significant estimate of spillover effect, because they do not observe a large number of cases over time or have only cross-sectional data. However, it does seem our case, since the estimates for both direct and spillover effect in the dynamic SDM are significant at the 5% significance level.

Overall, results in the SDM (Columns I and II) specifications suggest two forces at work that affect jurisdictions' tax rate choice. First, there is a positive effect of infrastructure spending on own tax rate that is exacerbate by feedback effects. This result shows that, in some manner, further spending in infrastructure allows the community to increase the local tax rate without damaging capital competition. Second, whereas an increase in infrastructure spending present a positive impact on own municipality tax rate, it causes a tax rate cut in neighboring jurisdictions. This last result suggests that the municipality can try to counterbalance an improvement in neighboring infrastructure conditions by cutting its own business tax rate.[13] As predicted in hypothesis 4 from our analytical framework, if the neighbor municipality increases the public provision of inputs, the local jurisdiction reacts by cutting its tax rate.

5.1 Cross Section Results and Robustness

To verify the robustness of our findings, we present the results for a simultaneous equation model for cross-sectional data as in Hauptmeier et al. (2012). Thus, we take the average from our seven-year data and build a cross-section. With this data, we re-estimate the original model (functions 1.1 and 1.2) in a system estimation approach. As in Hauptmeier et al. (2012), we use the spatial system estimator suggested by Kelejian and Prucha (2004). The generalized spatial two stage least squares (GS2SLS) approach consists of three steps. In the first step, the endogenous regressors (own jurisdictions tax rate and public input spending, and their neighboring counterparts) are estimated in an instrumental variable approach in which the vector of instrumental variables is weighted by a spatial matrix. We run a 2SLS procedure for each function separately. Next, the estimated disturbances obtained in the first stage regression are used to estimate the

[13] We note that inter-jurisdiction investments in infrastructure are federal or state responsibilities. Thus, potential externality effects should not be driven by communities' own spending.

spatial autoregressive parameter for each equation in a generalized moments procedure as suggested by Kelejian and Prucha (1999). In the third step, we use the estimated autoregressive parameter to remove the spatial error correlation in the tax rate and public input neighboring variables using a Cochrane-Orcutt-type transformation. Finally, we estimate the parameters of interest estimating the transformed system by a 2SLS approach, using as a set of instruments the weighted neighboring variables that are assumed exogenous.

<<TABLE 3>>

Results on cross section data using GS2SLS are on Table 3. We use a standard and normalized spatial contiguity matrix. The main difference here is that this approach considers that the effect of the neighboring tax rate and local public inputs on own fiscal decisions are jointly determined. However, this cross-sectional approach could present several drawbacks, as it does not control for fixed effects, dynamics and potential endogeneity from other variables (no spatially lagged).

Overall, results confirm our main findings from our panel approach. On the tax rate function, results indicate a positive and significant coefficient of 0.66 for the tax interaction parameter. Additionally, we find a coefficient of 0.70 for the neighboring public input effect on own spending that is very similar to our SDM panel approach. Overall, estimated coefficients on neighboring tax rate and public input spending are similar to the estimations in Table 2. Since the cross-sectional approach does not control for the persistence overtime, it is expected a higher coefficient estimation for those variables regarding a dynamic approach.

Moreover, results also suggest that a rise of spending in neighboring infrastructure by 100 Reais per capita would cause a 0.3 percentage point fall in community's own tax rate. And a decrease of one percentage point in neighboring' average tax rate causes a rise of 60 Reais spending per capita in public infrastructure. It is important to noteworthy that all the estimated coefficient for fiscal interaction parameters present the signal as predicted by Hauptmeier et al. (2012) model as discussed in Section 2. The own input spending is positively associated to tax rate (column I) as vice versa (column II). Overall, results from the cross-sectional approach reinforce our previous findings.

If someone compare results from cross-section estimations to Table 2, she will note that results for cross-section model indicate a lower effect of neighboring spending on

community' tax rates. Those differences (positive and negative bias, respectively) could be associated to some local fixed effect that are not considered in the cross-section approach. Overall, our results reinforce the idea that strategic interaction in capital competition, different from previous research, depends not only on tax rate interaction among communities but also on other fiscal variables, such as local spending on public infrastructure.

6. Conclusion

There is much theoretical and empirical literature on capital tax competition. However, only recently has this literature incorporated the idea that tax competition between localities depends on several fiscal variables such as tax rate and the provision of public input. In this paper, we explore Hauptmeier at al.'s (2012) framework to investigate spillover effects in tax rate and public infrastructure across local communities in Brazil. Our data include information on approximately 5000 municipalities for a seven-year period.

The novelty here is that we consider a panel data approach in which it is possible to control for spatial fixed effects and to incorporate a dynamic component. Separate regressions with business tax rate as dependent variable and public input spending as the spatial lagged explanatory variable confirm Hauptmeier at al.'s (2012) hypothesis. Our main findings indicate that local governments adjust their tax rate based not only on the tax rate of the neighboring communities but also on the neighbors' public input spending. In fact, this paper presents strong evidence that local governments react to tax rate cuts from neighboring jurisdictions in three possible ways: also cutting their tax rates, increasing their public infrastructure spending, or combining the two strategies. The results confirm that, in Brazil, local public infrastructure seems to be very important in fiscal competition. This new evidence is probably valid for other regions with similar characteristics.

References

Bucovetsky, S. (2005). Public input competition. *Journal of Public Economics,* 89, 1763–1787.

Brueckner, J. (2003) Strategic interaction among governments: an overview of empirical studies. *International Regional Science Review* 26:175–188.

Carvalho, Pedro H. B. (2009). Aspectos distributivos do IPTU e do patrimônio imobiliário das famílias brasileiras. Volume, 1417, Texto para discussão. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília, DF.

Devereux, M.P., Lockwood, B., Redoano, M. (2008). Do countries compete over corporate taxes? *Journal of Public Economics* 92, 1210–1235.

Elhorst, J.P. (2014). Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels. Springer. 119 p.

Elhorst, J.P. (2017). Spatial Panel Data Analysis. In: Shekhar S., Xiong H., Zhou X. (Eds.) Encyclopedia of GIS, 2nd edition, pp. 2050-2058. Springer International Publishing, Switzerland.

Halleck Vega S., Elhorst J.P. (2015). The SLX model. *Journal of Regional Science,* 55: 339–363

Han, Y., P. Pieretti and B. Zou (2017), On the desirability of tax coordination when countries compete in taxes and infrastructure. *Economic Inquiry*, 55, 682-694.

Hauptmeier, S., Mittermaier, F., Rincke, J. (2012). Fiscal competition over taxes and public inputs: theory and evidence. *Regional Science and Urban Economics* 42, 407–419.

Hayashi, M., Boadway, R., (2001). An empirical analysis of intergovernmental tax interaction: the case of business income taxes in Canada. *Canadian Journal of Economics* 34, 481–503.

Hindriks, J., Peralta, S., Weber, S. (2008). Competing in taxes and investment under fiscal equalization. *Journal of Public Economics* 92, 2392–2402.

Jacobs J.P.A.M., Ligthart J.E., Vrijburg H. (2010). Consumption tax competition among governments: evidence from the United States. *International Tax and Public Finance* 17(3), 271–294.

Keen, M., Marchand, M. (1997). Fiscal competition and the pattern of public spending. *Journal of Public Economics* 66, 33–53.

Kelejian, H., Prucha, I. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 17, 99–121.

Klemm, A. and Van Parys, S. (2012). Empirical Evidence on the Effects of Tax Incentives. *International Tax and Public Finance*, Vol. 19, 393-423.

LeSage, J.P. and Pace, R.K. (2009). Introduction to spatial econometrics. Taylor and Francis, Boca Raton.

Redoano, M. (2007). Fiscal interactions among European countries. Does the EU matter? CESIFO working paper, No. 1952, March.

Shah, A. (1991). The New Fiscal Federalism in Brazil. DP 124. Washington, DC: World Bank.

Wildasin, D.E. (1991). Some rudimentary 'duopolity' theory. *Regional Science and Urban Economics* 21, 393–421.

TABLE 1
Descriptive Statistics

Variables	Average	Std. Dev.	Min.	Max.
Business Tax Rate (AETR)	0.02	0.04	0.00	2.65
Public Input spending per capita	243.35	240.41	0.00	13,224.89
Share of young (<15 years)	0.27	0.06	0.03	0.86
Share of elderly (>60 years)	0.12	0.03	0.01	0.28
Pop. Density	114.27	598.52	0.08	13,347
Population	35,469.40	209,504.50	804.00	11,400,000
Metropolitan Area (=1)	0.14	0.35	0.00	1.00
Firms Density	3.19	20.31	0.00	878.42
Number of business firms (tax base)	996.49	8,906.32	2.00	599,434.00
Number of workers in business firms	8,970.47	94,044.62	5.00	6,062,016.00

Notes: number of observations is 35,028 (5,004 municipalities from 2006 to 2012); all monetary values are in year 2010 Brazilian Reais (R$).

TABLE 2
Spatial Tax Competition - Panel Data Estimation

Dependent variable: Business Tax Rate (AETR)	I	II	III
Model	**SDM**	**SDM**	**SAR**
Lagged tax rate (l.AETR)		0.273***	0.273***
		(5.30)	(5.26)
Neighbors' tax rate (AETR) - W	0.536***	0.560***	0.513***
	(9.44)	(9.95)	(7.98)
Own public input per capita (in 100 Reais)	0.0067**	0.0074**	0.0072**
	(2.10)	(2.150)	(2.12)
Neighbors' public input per capita (in 100 Reais)	-0.008**	-0.010**	
	(-2.04)	(-2.26)	
Short Run			
Direct effect - Public input pc (in 100 Reais)		0.0072**	0.0071**
		(2.07)	(2.05)
Indirect effect - Public input pc (in 100 Reais)		-0.0017**	0.0010**
		(-2.20)	(2.21)
Total effect - Public input pc (in 100 Reais)		0.0054**	0.0081**
		(1.97)	(2.08)
Long Run			
Direct effect - Public input pc (in 100 Reais)	0.0068**	0.0099**	0.0097**
	(2.08)	(2.07)	(2.05)
Indirect effect - Public input pc (in 100 Reais)	-0.0014*	-0.0019**	0.0020**
	(-1.83)	(-2.11)	(2.22)
Total effect - Public input pc (in 100 Reais)	0.0054**	0.0080**	0.0117**
	(2.07)	(1.98)	(2.09)
Demographic covariates	yes	yes	yes
Spatial Fixed effects	yes	yes	yes
R-squared	0.0416	0.1226	0.1056
Log Likelihood	61,417	61,567	61,536

*Notes: Number of observations is 35,028. In parentheses are robust t-statistics. All regressions include municipality and time fixed effects. We use the variation of 500 simulated parameter combinations drawn from the multivariate normal distribution implied by the ML estimates. *** Significant at 1%, ** significant at 5%, * significant at 10%.*

TABLE 3
Tax Rate and Public Input Competition -Cross Section - 3 SLS Estimator

Dependent Variable	**Tax Rate**	**Public Input**
Neighbors' tax rate (AETR) - W	0.664***	-6,095.7***
	(3.690)	(-3.630)
Own tax rate		4,839.6***
		(9.850)
Neighbors' public input per capita (in Reais) - W	-0.003***	0.706***
	(-3.070)	(5.140)
Own public input per capita (in 100 Reais)	0.007***	
	(17.010)	
Grants per capita		0.110***
		(14.390)
Current account balance (per capita)	0.000	
	(5.110)	
Annual average wage (per capita)		5.494***
		(2.610)
Pop. Density	0.000	0.001
	(0.380)	(0.140)
Population	-0.000	0.0*
	(-0.730)	(1.850)
Population^2	0.000	-0.000
	(0.540)	(-1.350)
Share of young (<15 years)		808.531***
		(4.460)
Share of elderly (>60 years)		167.1421
		(0.920)
F-tests of excluded IV's	123.26	99.920
(first stage of the 2SLS estimation)	(0.000)	(0.000)

*Notes: Number of observations is 5,004. In parentheses are robust t-statistics. Regression includes 5 regional binary variables. Neighbors' tax rate, neighbors' public spending, own tax rate and own public input are considered endogenous. *** Significant at 1%, ** significant at 5%, * significant at 10%.*

EFICIÊNCIA NA ARRECADAÇÃO DE ICMS ENTRE OS SETORES NO ESTADO DA PARAÍBA: UM ESTUDO A PARTIR DA IMPLANTAÇÃO DAS NOTAS FISCAIS ELETRÔNICAS

Rodrigo Pereira de Oliveira
Programa de Pós-Graduação em Economia do Setor Público (PPESP/UFPB)
Secretaria de Estado da Receita (SERPB)

Bruno Ferreira Frascaroli
Programa de Pós-Graduação em Economia do Setor Público (PPESP/UFPB)
Departamento de Economia (DE/UFPB)

RESUMO

Este estudo investigou a eficiência da arrecadação do imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e serviços de transporte interestadual, intermunicipal e de comunicação (ICMS) no estado da Paraíba, a partir de variáveis da arrecadação, advindas da Secretaria de Estado da Receita (SER/PB). As estimativas de eficiência objetivaram identificar os fatores-chave da arrecadação desagregados em 597 subclasses pela Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), a partir de dados das notas fiscais eletrônicas (NF-e), do período de janeiro de 2013 a dezembro de 2015. A eficiência técnica média do estado foi de 73,75% do total de ICMS potencial, e o montante de impostos evadidos foi em torno de R$20,5 bilhões. Constatou-se ineficiência técnica em importantes setores da economia paraibana, sobre a qual 93,17% se devem à ineficiência arrecadatória, principalmente no comércio varejista de vestuários, móveis e calçados. Verificou-se que aumentos de ações fiscalizatórias inibem a evasão e aumentam a arrecadação.

Palavras-chave: ICMS. Arrecadação. CNAE. Nota fiscal eletrônica. Paraíba. Análise de fronteira estocástica.

ABSTRACT

This study investigated the efficiency of the levy of the tax on operations related to the circulation of goods and interstate, intermunicipal and communication services (ICMS) at the State of Paraiba, based on variables which could explain the levy from the State Secretary of Revenue (SER/PB). The efficiency estimated aimed to identifying key levy key factors, disaggregated into 597 subclasses, by using the National Classification of Economic Activities (CNAE), based on the information of the electronic invoice system (NF-e) from the period of January 2013 to December 2015. The average of the technical efficiency of the state was 73.75% of the total potential ICMS, and the amount of tax evaded were around R$20.5 billion. It was observed the existence of technical inefficiency in the levy in important sectors of the economy of the state of Paraíba, about which 93.17% is in consequence of inefficiency of levy, mainly from the commerce of clothing and footwear. It was also verified that an increase of supervision actions inhibit the evasion increasing the collection.

Keywords: ICMS. Levy. CNAE. electronic invoice. Paraíba. Stochastic frontier analysis.

JEL Code: H21; C23; D20.

Área 3: Microeconomia Aplicada

1 Introdução

Com o surgimento do Estado e do direito, a cobrança dos tributos, no sentido de promover o repasse compulsório de recursos para o governo, é uma das raízes de grandes transformações da sociedade. Além dos problemas na ordenação das prioridades sobre os destinos das receitas de impostos e as preferências e

as necessidades da sociedade, a evasão ou sonegação fiscal, como forma de burlar o pagamento obrigatório dos tributos, gera ineficiência arrecadatória e é uma grande fonte de preocupação. É uma ação por meio da qual o contribuinte se opõe conscientemente à Lei e consiste de procedimentos que a violam diretamente ou o regulamento fiscal.

Both, Wbatuba e Salla (2012) asseveram que o sistema tributário brasileiro é bastante complexo. Nele, entes subnacionais, estados e municípios utilizam-se de diversas fontes de receitas, como a da tributação, para financiar suas despesas. Esse funcionamento da administração tributária está sujeito a diversas formas de ineficiência, ocasionadas por oportunismos nas distintas esferas do governo, o que implica a contraposição de interesses (BOUERI, CARVALHO e SILVA, 2009). Um dos tipos de ineficiência, a chamada ineficiência fiscal, pode diminuir a velocidade do processo de desenvolvimento tanto da redução dos investimentos na economia quanto da competição pela poupança disponível no país, que pode elevar as taxas de juros (SCHWENGBER e RIBEIRO, 2000).

A ineficiência fiscal e, mais especificamente, a arrecadatória, podem resultar em várias consequências negativas para uma economia, como, por exemplo, a perda de eficiência e distorções de alocações trazidas pela concorrência desleal que as empresas que sonegam impõem sobre as que cumprem suas obrigações e as constantes alterações na legislação tributária, para que o governo sempre tenha que modificá-la, antecipando o não cumprimento das obrigações tributárias. Esse problema afeta a estrutura do planejamento tributário e as diversas atividades no âmbito do setor público.

Segundo o Instituto Brasileiro de Planejamento Tributário - IBPT (2014), a evasão fiscal das empresas brasileiras corresponde, em média, a 25% dos seus faturamentos, o que representa uma soma de R$ 200 bilhões, por ano, de tributos evadidos, que caracterizam a ineficiência arrecadatória no Brasil. Somada com os tributos sonegados pelas pessoas físicas, a evasão corresponde a 9% do PIB anual do país. É evidente o impacto negativo da elevada carga tributária brasileira no bem-estar dos indivíduos, que faz com que o prêmio para os que sonegam seja alto, o que gera um incentivo para a evasão fiscal, um dos componentes da ineficiência arrecadatória. Esses fatores, conjuntamente, justificam a importância de analisar os diferenciais de eficiência arrecadatória em nível desagregado, neste caso, por setores, tanto para que se possam compreender suas causas quanto para possibilitar o planejamento de ações fiscais para reduzi-la.

Nesta direção, esta pesquisa objetiva mensurar e mostrar as atividades econômicas mais eficientes e ineficientes quanto à tarefa de arrecadar o imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e serviços de transporte interestadual, intermunicipal e de comunicação (ICMS) na Paraíba, estado do Nordeste brasileiro. De acordo com informações de 2015 da Secretaria de Estado da Receita do Estado da Paraíba, doravante SER/PB, o estado tem uma economia baseada no setor de comércio e serviços, e do total arrecadado com os impostos, o ICMS responde por 94,33%. Serão testadas algumas formas de mensurar a eficiência arrecadatória, baseadas na Análise de Fronteiras Estocásticas (SFA) para dados em painel desenvolvida por Battese e Coelli (1995).

Também chamada de modelos de fronteiras estocásticas de produção, a SFA é utilizada em estudos como os de Ferrigno (2006) e Sousa, Araújo e Tannuri-Pianto (2012). Mais especificamente, utilizaram-se dados das notas fiscais eletrônicas (NFe) emitidas entre 2013 e 2015, desagregadas pela Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), e estimou-se a eficiência arrecadatória do ICMS para os setores do estado da Paraíba. Por outro lado, esta pesquisa buscou responder quais poderiam ser as ações da SER/PB mais importantes para reduzir a ineficiência arrecadatória. Logo, também foi estimada a relação linear dos condicionantes na redução da ineficiência técnica arrecadatória.

É necessário melhorar as formas de arrecadar e as aplicações dos recursos para otimizar o desempenho da gestão pública. O advento da Lei Complementar nº 101/2000 - Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) - tornou obrigatória para as entidades públicas a transparência na forma de prever e de arrecadar as receitas públicas e de controlar os gastos públicos. O art. nº 58 da LRF determina que a prestação de contas evidenciará o desempenho da arrecadação, no que se refere à previsão, e destaca as providências adotadas no âmbito da fiscalização das receitas e no combate à sonegação, as ações de recuperação de créditos nas instâncias administrativa e judicial e as demais medidas para incrementar as receitas tributárias e de contribuições.

Convém enfatizar que, além da LRF, o planejamento e o controle fiscal ajudam a adequar as previsões das receitas. Isso aumenta a transparência do processo e incentiva o gestor a otimizar as decisões na realização dos planos estratégicos para o futuro, já que sua função é de minimizar os riscos de dívidas futuras que possam prejudicar a sociedade. Não obstante, um bom planejamento das ações fiscais a serem implementadas, com métodos capazes de trazer evidências empíricas de qualidade aos gestores, deve ser feito para maximizar a arrecadação de receitas tributárias.

Esta pesquisa foi dividida em seis seções, incluindo esta breve introdução. Na seção 2, apresentam-se a revisão da literatura sobre evasão fiscal e sua relação com a ineficiência arrecadatória; a seção 3 traz uma abordagem sobre a estratégia empírica, o modelo econométrico de SFA e os detalhes dos procedimentos metodológicos adotados; a seção 4 trata do planejamento da amostra e do tratamento dos dados; na seção 5, são apresentados os resultados, e na seção seis, expõem-se as conclusões a respeito da eficiência arrecadatória do ICMS no estado da Paraíba e mencionam-se os setores da economia em que há mais ineficiência e que precisam de ações planejadas e estratégicas da SER/PB.

2 Revisão da literatura

A mensuração das ineficiências na arrecadação, tanto no Brasil, quanto em outros países, é repleta de complicações e dificuldades. Entre elas, as relacionadas à evasão fiscal, relatada em trabalhos como os de Cowell (1990), Tanzi e Shome (1993) e Matthews e Lloyd-Williams (2001), por exemplo, que apresentaram múltiplos resultados. De acordo com Schneider e Enste (2000), é possível classificar os métodos de mensuração em diretos e indiretos. Estes últimos são os que se constituem na coleta e na análise de dados secundários. Entre as principais técnicas utilizadas, destaca-se a utilização de modelos de estimação de possíveis causas da evasão, os quais correspondem à estruturação de sistemas, em que a variável que se deseja estimar é desconhecida, e suas causas e indicadores são observáveis.

Estudos como de Piancastelli (2001) e de Varsano et al. (1998) demonstram que os principais condicionantes da arrecadação tributária potencial empregados como variáveis explicativas são a renda per capita, considerada positivamente relacionada ao potencial tributário, já que tem uma relação positiva com a base tributária; a participação da agricultura no PIB, negativamente relacionada, por se tratar de um setor com alíquotas mais baixas; a participação da população urbana na população total, positivamente relacionada à arrecadação potencial, devido ao fato de a zona urbana dispor de mais setores inseridos na economia formal, entre outras.

Em seu estudo sobre o assunto, Marinho e Moreira (2000) analisaram o esforço fiscal na Região Nordeste do Brasil e concluíram que os estados dessa região contribuem menos, em termos relativos, para a arrecadação nacional. Para eles, essa constatação reside no fato de que, nesses estados, cuja renda per capita é baixa, existem incentivos fiscais e mais participação relativa de pequenas empresas e de empresas de baixa rentabilidade. No entanto, notaram que há uma disparidade entre o potencial tributário e a arrecadação observada. Isso sugere que há espaço para aumentar algumas alíquotas de impostos e a arrecadação tributária nesses estados.

Ferrigno (2006) estudou a relação entre alguns indicadores da estrutura tributária e a evasão fiscal de ICMS para o Distrito Federal (DF). Para isso, analisou os efeitos de mudanças nas variáveis de políticas tributárias (parâmetros de esforço fiscal e alíquotas) sobre a eficiência arrecadatória por setores da economia e utilizou um modelo de SFA, com dados desagregados por CNAE. A estimação de uma fronteira permitiu que fossem comparadas a arrecadação potencial máxima e a arrecadação efetiva. Obteve-se uma mensuração do grau de eficiência técnica (ET) e de esforço fiscal do referido imposto. A estimação da eficiência a partir dos determinantes da arrecadação potencial torna possível a obtenção dos escores de não cumprimento das obrigações tributárias. Ferrigno (2006) concluiu que existe uma relação negativa entre a eficiência fiscal e a média das alíquotas nominais estabelecidas pela legislação do ICMS do DF e que cerca de 40% dos setores que fizeram parte de sua amostra apresentaram um baixo grau de ineficiência fiscal.

Boueri, Carvalho e Silva (2009) desenvolveram e aplicaram uma nova metodologia de estudo para analisar o esforço fiscal dos estados, através da estimação de uma fronteira estocástica de produção geograficamente ponderada. Os resultados foram consonantes com os encontrados na literatura, os autores

referiram que, com a nova metodologia, foi possível apreciar as variáveis geográficas não consideradas em outros estudos semelhantes. Ainda nesse estudo, foi verificado que os estados da Região Sul, bem como o Rio de Janeiro e São Paulo tinham mais capacidade de arrecadar impostos sobre as atividades econômicas.

Em outro estudo, Orair e Alencar (2010) encontraram que o esforço fiscal está abaixo da média da União em 41% dos municípios brasileiros e que a arrecadação própria municipal está 28% inferior em relação à média do esforço fiscal brasileiro. Os autores observaram também que o potencial de expansão da arrecadação nos municípios é, em média, de 78%, o que mostra que esses entes federados podem diminuir sua dependência em relação ao governo central. Destacaram, ainda, que os municípios do estado de Alagoas são os que apresentaram menos capacidade de expandir sua arrecadação, com média de 91% de potencial arrecadatório. O estado que apresentou mais capacidade foi o Amapá, com apenas 47% de seu potencial efetivamente utilizado.

Ainda sobre o tema, D'elboux (2012) analisou os dados dos contribuintes do ICMS no estado do Ceará no período de julho a dezembro de 2006, bem como Mesquita (2014), investigaram os impactos do monitoramento fiscal no comportamento dos contribuintes e da arrecadação. O primeiro estudo usou um grupo de tratamento composto de empresas fiscalizadas e autuadas por descumprimento de suas obrigações tributárias e confrontou as estimações com as que foram obtidas por meio de outro grupo de controle, composto de empresas que não foram fiscalizadas e autuadas. A pesquisa apontou um impacto moderado da autuação fiscal na elasticidade tributária do faturamento dos contribuintes autuados. Na outra mão, Mesquita (2014) empregou a metodologia econométrica diferença em diferenças (*difference-in-differences*) e constatou que, para o setor econômico de comércio atacadista, o impacto da atividade de monitoramento fiscal foi de 73% na arrecadação média de ICMS.

No âmbito da literatura internacional, Aizenman e Jinjarak (2008) buscaram explicar a eficiência na arrecadação do imposto sobre o valor agregado (IVA) e avaliaram a política econômica e os fatores estruturais em uma amostra de países. Considerando que a eficiência na arrecadação está ligada à probabilidade de auditoria e ao pagamento de multa, concluíram que a instabilidade política reduz a eficiência arrecadatória e que fatores estruturais precários, como o nível de urbanização, a participação da agricultura e a abertura comercial, aumentam a ineficiência. Concluíram, também, que a eficiência na arrecadação do IVA é limitada pelas isenções sobre esse tipo de imposto.

Fenochietto e Pessino (2013) usaram o método de SFA para estimar a eficiência na arrecadação tributária de 113 países, dentre eles, o Brasil, que apresentou elevado escore em todos os modelos estimados, próximo do potencial tributário dos países da União Europeia (UE). Os autores constataram que, em geral, os países desenvolvidos utilizaram um percentual maior do seu potencial tributário, que países com renda per capita menor têm menor esforço fiscal médio e que os países se tornam mais ineficientes quanto mais dependentes forem dos recursos naturais. Tal estudo salienta, ainda, a importância de evidências empíricas sobre o esforço fiscal, pois proporciona o melhor desenho de políticas e ações fiscais nos países.

3 Procedimentos metodológicos

As discussões sobre eficiência produtiva, aqui utilizada para medir a eficiência arrecadatória, tiveram origem com Farrell (1957), que partiu do trabalho de Debreu (1951) e de Koopmans (1951) para definir a medida de eficiência para uma firma que utiliza vários insumos. Decompuseram a eficiência produtiva em eficiência técnica e alocativa de preços e apresentaram um método de medição dessa eficiência baseado na distância entre o ponto analisado e a fronteira de produção. A partir desses estudos, foram desenvolvidas duas formas de medir a eficiência. Na primeira, Charnes, Cooper e Rhodes (1978) generalizaram o estudo de Farrel (1957) para múltiplos insumos e produtos e elaboraram uma técnica baseada em métodos de programação linear não paramétrica, que passou a ser conhecida como Análise Envoltória de Dados (*Data Envelopment Analysis* - DEA). Na segunda, empregaram-se modelos estocásticos de regressões paramétricas, o que culminou com o modelo utilizado nesta pesquisa - a SFA.

Geralmente, os métodos não paramétricos para obtenção de escores de eficiência não necessitam de uma especificação da forma funcional no processo de estimação e podem ser obtidos por meio de

programação linear e calibragem. Segundo Syrjänen, Bogetoft e Agrell (2006), embora esses métodos sejam mais flexíveis quanto aos processos que empregam para obter os escores, seus resultados são, geralmente, inelásticos aos fatores estocásticos que possam afetá-los. Assim, a principal diferença entre os modelos utilizados para estimar escores de eficiência está em considerar ou não erros aleatórios inerentes ao processo da estimação do modelo.

Comparando os dois métodos de mensuração de eficiência (paramétricos e não paramétricos), é possível destacar algumas propriedades desejáveis encontradas nos modelos estocásticos, algumas vezes não observadas nos métodos não paramétricos, conforme Sousa, Araújo e Tannuri-Pianto (2012). Contudo, a literatura afirma que os métodos paramétricos requerem que sejam definidas previamente as formas como funcionam a produção ou os custos, descrevem a relação dos insumos (*inputs*) e dos produtos (*outputs*) e fazem com que sejam menos flexíveis. Entre as propriedades desejáveis supracitadas, figuram a possibilidade de se realizarem testes de hipóteses sobre os parâmetros das variáveis explicativas, de se incluírem variáveis de controle para explicar a ineficiência técnica em apenas um estágio e de assumir a presença de ruídos aleatórios no ambiente em que a unidade tomadora de decisão atua.

3.1 Análise de fronteiras estocásticas de produção

Conforme mencionado, este estudo utiliza a estimação da eficiência arrecadatória através de técnicas de fronteiras estocásticas, que foram propostas por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Van den Broeck (1977). A especificação original envolve uma função de produção para dados de corte, com um termo de erro com dois componentes – um, para captar a ineficiência tecnológica, e outro, os efeitos aleatórios. Utilizando dados em painel, Pitt e Lee (1981) tomaram os resultados obtidos pelos autores citados e desenvolveram um modelo de SFA para incorporar o componente de ineficiência técnica de produção defendida por Battese e Coeli (1995), que sugerem que a ineficiência técnica deve ser decomposta em um vetor de variáveis.

A SFA é uma técnica frequentemente utilizada para analisar a eficiência produtiva, pois considera a possibilidade de fatores aleatórios externos afetarem o desempenho das unidades produtoras. A referida técnica é um modelo de regressão estimado por máxima verossimilhança com um termo de erro considerado assimétrico e não normal. Assim, o termo de erro (ε_i) pode ser decomposto em duas partes: uma variável aleatória não negativa, que representa a ineficiência técnica, e u_i, um termo de erro aleatório que reflete as influências aleatórias às quais está sujeita a unidade produtora estudada e que não podem ser controladas (COELLI e BATTESE, 1998). Em resumo, a principal vantagem da SFA é a possibilidade de fazer análise de inferência estatística.

Por outro lado, uma das dificuldades da SFA é o número elevado de hipóteses necessárias a serem definidas a priori, como a escolha do tipo de função, a forma como funciona e a distribuição do termo de erro u_i. A SFA pode ser estimada usando-se diferentes tipos de funções, como a função distância, que usa distâncias matemáticas, uma variação das funções produção, apropriada ao estudo de empresas multiprodutos, em que aspectos logísticos são relativamente importantes para as unidades produtoras.

Conforme mencionado, este trabalho procura construir uma fronteira arrecadatória, porquanto a relação entre as alíquotas do ICMS, as arrecadações por CNAE e as demais variáveis de controle também são resultado das políticas do governo local e podem ser pensadas como um produto de vários *inputs*, como fatores determinantes da receita tributária arrecadada. Assim, o desenvolvimento da fronteira arrecadatória é semelhante à formulação da fronteira de produção, especialmente porque existem semelhanças entre os problemas da produção e os inerentes à geração de receitas de impostos, em que existe uma preocupação com a utilização inapropriada de recursos, o que caracteriza, eventualmente, ineficiência.

Ferrigno (2006) estimou a quantidade evadida de ICMS pelos contribuintes do Distrito Federal e utilizou a SFA para analisar a eficiência arrecadatória e seus determinantes, o que propiciou a comparação do grau de eficiência entre os vários setores do DF e a capacidade arrecadatória potencial. Devido à possibilidade de decompor o escores entre a ineficiência técnica e a advinda de fatores aleatórios, ela também verificou o grau de esforço fiscal desenvolvido no DF. Nessa direção, se na estimativa da eficiência

tributária do estado da Paraíba for empregado o método indireto de mensuração, como é feito por Blanco (2001) e Ferrigno (2006), serão dadas informações sobre o esforço efetivo de arrecadação.

Battese e Broca (1997), que utilizaram a metodologia do cálculo de fronteiras de produção física, seguem essa estratégia, tendo como ponto de partida a utilização da receita efetiva como uma função de capacidade tributária – determinada por fatores institucionais (alíquotas e demais peculiaridades da legislação tributária) e estruturais (a produção de bens tributáveis, e seus determinantes) – e do nível de eficiência arrecadatória, determinadas pela equação:

$$R_{i,t} = C_{i,t}(x_{i,t})\ Iefic_{i,t} \quad (1)$$

em que R_{it} é a receita efetiva, x_{it} é um vetor ($1\times k$) de fatores que influenciam a capacidade arrecadatória, C_{it} (x_{it}) é a capacidade tributária e $Iefic_{it}$ é o índice de eficiência arrecadatória situado entre zero e um. Nesse modelo, a receita de impostos observada também é afetada por fatores aleatórios, independentes das decisões das unidades produtoras de ICMS, como por exemplo, mudanças climáticas, captadas, geralmente, por um erro do tipo *ruído branco*. Assim, a função (1) passa a ser demonstrada da seguinte forma:

$$R_{i\,t} = exp\ (x_{it}\beta + v_{it} - \mu_{it}) \quad (2)$$

$$R_{i,t} = exp\ (x_{i,t}\beta)\ exp\ (v_{i,t} - \mu_{i,t}) = exp\ (x_{i,t}\beta)\ Iefic_{i,t}\ e_{i,t} \quad (3)$$

com $v_{it,}$ que denota os erros aleatórios independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.); $u_{it,}$ uma variável aleatória não negativa; $Iefic_{it} = exp\ (-\mu_{it})$, o índice de eficiência diferenciado para cada firma em certo tempo; β, um vetor ($k \times 1$) de parâmetros desconhecidos a serem estimados; e x_{it}, um vetor ($1\times k$) de valores correspondentes a uma função das variáveis institucionais e estruturais, isto é, dos insumos da função de produção de impostos. O erro aleatório u_{it} é passível de predição baseada na expectativa condicional de exp ($-\mu_{it}$), dado $e_{i,t} = v_{i,t} - \mu_{i,t}$.

Os desvios de arrecadação, em relação à função fronteira, refletem falhas na otimização do processo de arrecadação pela administração pública. Para medi-la apropriadamente, o resíduo $u_{i,t}$ foi decomposto, de um lado, por um erro simétrico que captura fatores aleatórios fora do controle do órgão fiscalizador, e de outro, por um erro que captura a ineficiência técnica de cada setor (CNAE). Mais especificamente, o grau de eficiência arrecadatória de um setor em relação ao seu respectivo potencial de arrecadação será estimado usando (4), que representa a distância vertical entre a arrecadação observada e a fronteira, conforme a métrica radial proposta por Debreu (1951) e, posteriormente, aperfeiçoada (KUMBHAKAR e LOVELL, 2000). Essa medida será um valor entre zero e um, e o setor será considerado eficiente se a métrica assumir o valor unitário. De acordo com essa medida, a eficiência técnica pode ser escrita usando a razão:

$$ET_i = y_i / f(x_i,\beta)\ e^{v}{}_i \quad (4)$$

em que $f(x_i,\beta)\ e^{v}{}_i$ é a fronteira de produção estocástica, e v_i é uma variável aleatória irrestrita em sinal. A fronteira determinística $f(x_i,\beta)$ é comum a todos os produtores, e o termo $e^{v}{}_i$ tem a finalidade de capturar o efeito de choques aleatórios que estão fora das variáveis de controle das unidades produtoras. Essa relação diz que, se a ET é o vetor produto (arrecadação de ICMS), y é o percentual da arrecadação máxima possível. Assim, considerando que $f(x_i,\beta)$ seja linear nos logarítimos, tem-se o seguinte modelo:

$$lny_i = \beta_0 + \beta_1 lnx_i + \ldots + \beta_n lnx_n + v_i - \mu_i \quad (5)$$

em que $u_i = -lnET \geq 0$. Na equação 5, o desvio entre a parte determinística da fronteira de produção e o nível de arrecadação y é composto de duas variáveis: v_i é um termo de erro simétrico, que captura qualquer choque aleatório fora do controle da unidade produtora. A simetria se dá pelo fato de as condições desfavoráveis e favoráveis serem igualmente prováveis (KUMBHAKAR e LOVELL, 2000).

Assume-se, então, que são i.i.d., com distribuição normal de média zero e variância σ^2 e μ_i é um termo de erro que captura o efeito da ineficiência técnica e assume valores não negativos. Seu cálculo pode ser denotado como os desvios da fronteira de arrecadação para baixo, com diversos tipos de distribuição, como a normal trucada (BATTESE e COELLI, 1995), a half-normal (HN) (AIGNER, LOVELL e SCHMIDT, 1977), a exponencial e a gama. Considerando $e_i = v_i - u_{i,}$ tem-se:

$$lny_i = \beta_0 + \beta_1 lnx_i + \ldots + \beta_n lnx_n + e_i \quad (6)$$

O método utilizado para mensurar a ET será o de Battese e Coelli (1992), e para estimar a fronteira estocástica de produção em dois estágios, o de O´Donnell, Rao e Battese (2008). O primeiro estágio (Modelo 1), em que se utilizam as variáveis da relação (4), é dado pela estimação da fronteira estocástica. Já o segundo (Modelo 2), consiste em estimar os desvios de eficiência em relação aos esforços de

fiscalização, empregando regressão linear. Inicialmente, definiu-se a forma funcional da fronteira estocástica de produção como uma função do tipo Cobb-Douglas (CD), utilizada em estudos realizados por Ohira (2005) e Conceição e Araújo (2000). Segundo esses autores, essa é uma das representações funcionais mais parcimoniosas e mais usadas em estudos empíricos.

O amplo uso da forma funcional Cobb-Douglas se justifica (*i*) pelo fato de a maioria das funções violarem uma ou mais propriedades econométricas desejáveis quando condicionadas à forma funcional de envelope; (*ii*) por afastar problemas de viés nas estimativas dos parâmetros e (*ii*) por evitar os frequentes problemas de multicolinearidade que ocorrem nas funções translog. Os parâmetros da equação (7), doravante denominada de Modelo 1, serão estimados por meio do método da máxima verossimilhança, o que permite o cálculo das ETs arrecadatórias de ICMS em cada um dos setores da economia paraibana. Portanto, a partir da base de dados e dos modelos econométricos discutidos, será possível identificar e planejar procedimentos fiscalizatórios nos setores que apresentem ineficiências e que tenham mais impacto na arrecadação do estado.

$$ln(ICMS)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ln(ALIQM)_{i,t} + \beta_2 \ln(DESON/VC)_{i,t} + \beta_3 ln(\text{VC_EVT})_{i,t} + \beta_4 \text{Dummy_AGRI}_{i,t} + \beta_5 \text{Dummy_IND}_{i,t} + \beta_6 \text{Dummy_ATAC}_{i,t} + \beta_7 ln(HR_TRAB)_{i,t} + \beta_8 ln(BASE)_{i,t} + \beta_9 ln(S)_{i,t} + e_{i,t} \quad (7)$$

em que as variáveis utilizadas se resumem ao ICMS, como o valor arrecadado por setor (CNAE); a ALIQM é a média das diferentes alíquotas existentes em cada setor (CNAE); DESON /VC representa o percentual de desoneração do valor contábil do total das vendas; VC_EVT é a fração do valor contábil das saídas, cujo destino são outros estados brasileiros, em relação ao valor contábil do total de vendas; a variável HR_TRAB representa as horas semanais trabalhadas em média por indivíduo do setor (CNAE); a BASE é a proporção da base de cálculo de ICMS do produto pertencente ao setor (CNAE), que é sujeita a tributação em relação ao valor total dos produtos vendidos; a Dummy_AGRI, uma variável dummy que tenta controlar os resultados para os setores relacionados à agricultura; a Dummy_IND, uma variável dummy dos setores relacionados à indústria; a Dummy_ATAC, que caracteriza os setores relacionados ao comércio atacadista; e S, que representa o índice de Herfindahl, calculado pela relação entre o número de empresas e o valor contábil total das vendas por CNAE.

Em termos das variáveis utilizadas, a média das diferentes alíquotas existentes em cada setor foi empregada como uma *proxy* do grau de complexidade enfrentado pelo contribuinte, isto é, quanto mais alíquotas existentes e mais alíquotas em relação a cada CNAE, maior é a dificuldade da SER/PB de arrecadar o ICMS no estado. Em relação à quantidade de impostos evadida, segundo Allingham e Sandmo (1972), um aumento das taxas reduz os recursos a serem aplicados em um ativo arriscado (evasão), *ceteris paribus*, e o agente contrário ao risco tenderá a se arriscar menos e a evadir menos por tal motivo. Contudo, haverá um aumento do prêmio de risco, pois o aumento na renda disponível ao evadir e não ser pego é proporcional à alíquota, o que incentiva o aumento da quantidade evadida. Além disso, a alíquota média tem a função de determinar a arrecadação potencial em cada setor. No modelo, é esperado que, quanto maior for a alíquota, maior seja a arrecadação do ICMS.

O percentual de desoneração do valor contábil do total das vendas determina a arrecadação potencial, segundo Ferrigno (2006), e deve ser incluída no modelo, para que ele considere a parte do setor que não foi arrecadada devido a especificidades da legislação do ICMS no estado da Paraíba. Não obstante, a expectativa do sinal do parâmetro é de que, quanto maior for a desoneração, menor seja o valor arrecadado. A fração do valor contábil das saídas, cujo destino são outros estados brasileiros em relação ao valor contábil do total de vendas, bem como a proporção da base de cálculo de ICMS do produto pertencente a cada setor (CNAE) que é sujeita a tributação em relação ao valor total dos produtos vendidos desempenham a função de auxiliar a determinar o potencial arrecadatório. Aqui, espera-se que, quanto maiores forem a base e a venda para outros estados, maior seja a arrecadação de ICMS.

A média de horas semanais trabalhadas por indivíduo em cada setor (CNAE) foi utilizada para verificar com mis precisão se os mais intensivos em trabalho e menos intensivos em capital têm mais ineficiência arrecadatória. O índice de Herfindahl-Hirschman ou IHH (1950) procura avaliar se o grau de concentração dos setores da economia influencia o poder de arrecadação do ICMS. Espera-se que, quanto maior for o índice, maior seja o poder de arrecadar ICMS, pois isso significa que ele tem poucas empresas

e, por conseguinte, a SER/PB teria menos custos para fiscalizá-lo. Na outra mão, na segunda etapa, avaliou-se como os esforços de fiscalização e de arrecadação se relacionam com as ineficiências não explicadas pelo primeiro modelo. O Modelo 2 é dado por uma regressão linear, em que se usam como variável dependente os resíduos $u_{i,t}$ do Modelo 1:

$$\mu_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 ln(MULTAAI)_{i,t} + \delta_2 ln(QTDOS)_{i,t} + \delta_3 ln(N_ALIQ)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

em que as variáveis utilizadas são: a MULTAAI, que representa as multas geradas pelas fiscalizações realizadas nos setores (CNAEs); o QTDOS, que é a quantidade de ordens de serviço abertas por setor (CNAE), i.e., a quantidade de ações fiscalizatórias da SER/PB sobre o setor em questão; e N_ALIQ, que representa o número de diferentes alíquotas por setor (CNAE).

As multas geradas pelas fiscalizações realizadas nos setores e a quantidade de ordens de serviço abertas por setor funcionarão como *proxy* para a probabilidade de fiscalização entre setores, para saber se os que recebem mais atenção por parte da SER/PB tendem a evadir menos ICMS do que os demais. A expectativa é de que um aumento nessa variável reduza a ineficiência técnica. A quantidade de alíquotas, como já mencionado, visa caracterizar a complexidade do sistema tributário. Segundo Agha e Haughton (1996), se o sistema for mais complexo, facilitará a classificação intencionalmente incorreta por uma empresa que produz mais de um tipo de bem ou serviço, fazendo com que a ineficiência aumente.

4 Características da arrecadação no estado da Paraíba, planejamento amostral e tratamento de dados

4.1 Características arrecadatórias do estado da Paraíba

Com a finalidade de cumprir seus objetivos operacionais, a SER/PB dividiu o estado da Paraíba em cinco gerências regionais, distribuídas da seguinte forma: a 1ª Gerência Regional (1ª GR) – cuja sede fica na cidade de João Pessoa; a 2ª Gerência Regional (2ª GR), em Guarabira; a 3ª Gerência Regional (3ª GR), em Campina Grande; a 4ª Gerência Regional (4ª GR), em Patos; e a 5ª Gerência Regional (5ª GR), em Sousa. Para entender bem mais a importância de cada gerência na arrecadação do ICMS do estado, segue o valor arrecadado de ICMS por região e por ano. Mais especificamente, a Tabela 1 traz dados referentes à quantidade de contribuintes e o total arrecadado nas cinco gerências regionais:

Tabela 1 – Quantidade de empresas e o valor arrecadado de ICMS por ano nas cinco regiões

Gerência Regional	Nº de Empresas			Total ICMS (R$ Mil)		
Ano	2013	2014	2015	2013	2014	2015
1ªGR	36255	41575	44289	3.163.565,80	3.565.200,70	3.636.053,77
2ªGR	9493	10663	11917	46.096,16	54.210,35	54.516,23
3ªGR	20909	23639	25344	414.575,79	460.651,44	483.749,79
4ªGR	8235	9241	10131	60.871,92	68.249,24	66.828,86
5ªGR	10329	11019	11754	94.494,20	105.771,78	106.791,70

Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

A Tabela 1 demonstra que a 1ª Gerência Regional arrecadou, em 2015, cerca de 84% do total de ICMS no estado da Paraíba e é responsável por fiscalizar cerca de 42% do total de empresas paraibanas. Essa diferença percentual é explicada pelo tamanho das empresas situadas nos municípios pertencentes a essa gerência. Esses números mostram que é preciso fazer um planejamento de fiscalização tributária em que haja mais ponderação dos esforços voltados para essa região. Levando-se em consideração as respectivas subclasses da CNAE e o número de empresas por setor, na Tabela 2, observam-se as atividades econômicas responsáveis pelas maiores contribuições na arrecadação do ICMS:

Tabela 2 – Arrecadação de ICMS das principais subclasses de CNAEs na Paraíba em 2015

Descrição da CNAE	Arrecadação (R$ mil)	% da arrecadação	Nº de empresas por CNAE
Distribuição de energia elétrica	576.510,03	9,28	9
Comércio atac. de álcool carburante, biodiesel, gasolina e demais derivados de petr., exceto lubrif., não realizado por transportador retalhista (TRR)	509.029,60	8,19	78
Comércio varej. de mercad. em geral, com predominância de produtos alimentícios supermercados	270.734,24	4,35	301
Telefonia móvel celular	257.918,95	4,15	22
Comércio atacadista de produtos alimentícios em geral	227.367,22	3,66	133
Comércio varej. de merc. em geral, com predominância de produtos alimentícios hipermercados	215.629,30	3,47	43
Fabricação de calcados de couro	173.833,52	2,79	106
Comércio atac. de medic. e drogas de uso humano	161.978,26	2,60	126
Lojas de departamentos ou magazines	153.031,24	2,46	171
Comércio varejista de mercadorias em geral, com predominância de produtos alimentícios Minimercados, mercearias e armazéns	149.605,47	2,40	9815

Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

4.2 Base de dados

Nesta pesquisa, utilizou-se o Regulamento do ICMS contido no Decreto nº 18.930/1997 (BRASIL, 1997), para obter dados sobre alíquotas nominais, produtos sujeitos à isenção de ICMS e à redução da base de cálculos e a estrutura tributária relacionada ao ICMS no estado da Paraíba. Os dados em painel sobre a arrecadação do ICMS foram organizados pela CNAE, fornecidos pela SER/PB, divididos em 489 subclasses na frequência trimestral e retirados da base das NF-e, que foram emitidas e recebidas pelos contribuintes do estado, no período de 2013 a 2015. Além disso, foram deflacionados por meio do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA).

Os dados referentes às horas trabalhadas por setor foram obtidos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2013 a 2015, publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A NF-e passou a funcionar no estado a partir do período inicial da amostra, em 2013. Assim, entre as opções de (*i*) trabalhar com uma janela maior de tempo, sob a perspectiva de usar dados das declarações dos próprios contribuintes, ou (*ii*) usar os dados das NF-e, cuja janela é reduzida, mas as informações são menos sujeitas a problemas de subdeclaração, decidiu-se pela última opção. Assim, diferentemente de Ferrigno (2006), nesta pesquisa as estimações estarão expostas a incertezas no que se refere às possibilidades de subestimar os valores de ICMS declarados pelos contribuintes.

4.2.1 CNAE

A CNAE é uma forma de padronizar os códigos das atividades econômicas e os critérios de enquadramento dos setores. Segundo o IBGE (2014), é o instrumento de padronização nacional dos códigos de atividade econômica e do critério de enquadramento utilizado pelos diversos órgãos da Administração Tributária do Brasil e se refere a empresas privadas ou públicas, estabelecimentos agrícolas, organismos públicos e privados, instituições sem fins lucrativos e agentes autônomos.

Primeiramente, nas diferentes esferas do governo, a arrecadação tributária enfrenta problemas de seleção adversa quanto à forma correta de os profissionais de Contabilidade e os agentes arrecadatórios lerem o objeto social de uma empresa. Como consequência, em muitos casos, as atividades empresariais não estão claramente descritas no objeto social, e isso afeta sua correta classificação em uma ou mais das subclasses da CNAE, de modo a impactar no processo de tributação e arrecadação. As empresas sentem dificuldades de compreender qual(is) classe(s) da CNAE se referem as suas atividades principais e/ou secundárias.

O processo contínuo de elevação da carga tributária visto no Brasil, nas últimas décadas, dificulta que o governo amplie sua arrecadação utilizando esse mecanismo (MARIANO, 2005). Piancastelli, Boueri e Vasconcelos (2004) asseveram que esse fator também indica alguns dilemas da CNAE em relação ao

esforço fiscal. É possível destacar entre os principais os costumes da sociedade (informalidade), a capacidade administrativa, a política, a estrutura tributária e as condições geográficas.

De acordo com Campos, Neto e Santos (2005), com exceção dos produtores rurais e das microempresas, os contribuintes do ICMS estão obrigados a preencher anualmente as guias de informações (GIs-ICMS), que informam a respectiva classificação do contribuinte na CNAE-Fiscal e o somatório das operações interestaduais realizadas no período de referência, tributadas ou não tributadas. O fato de haver estabelecimentos que não são obrigados a preencher as GIs-ICMS também pode afetar o resultado arrecadatório. Ainda segundo os autores citados, alguns aspectos afetam o resultado da matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil, como (*i*) as omissões e os erros que porventura ocorrem no preenchimento das GIs-ICMS, (*ii*) o fato de os dados de várias unidades da Federação estarem incompletos ou apresentarem inconsistências, (*iii*) os dados que não separam o valor da mercadoria do frete pago e (*iv*) as exclusões do ICMS pago por substituição tributária.

Alguns estudos, como o realizado por Ferrigno (2006), apontaram que os setores do comércio varejista, em geral, são os setores que devem receber mais atenção da autoridade tributária, pois apresentam baixos índices de eficiência, em torno de 50% e 60%. Afirma que, devido à dificuldade de se fiscalizar esse tipo de setor, a ineficiência e/ou a evasão deveriam se mostrar realmente mais elevadas. Esse problema pode ser agravado caso não existam empresas na cadeia produtiva que necessitem de nota fiscal para receber créditos, sobretudo, em setores que congregam muitas empresas nessa situação.

4.2.2 Nota fiscal eletrônica

Com o intuito de melhorar a prestação de serviços para a sociedade, a utilização das novas tecnologias de informação, no âmbito da administração pública, constitui o que se chama de *e-Governo*. A convergência tecnológica permite a união das tecnologias de informação e de comunicação eletrônicas digitais e oferece meios cada vez mais baratos de aperfeiçoar a democracia e estimular as atividades econômicas. Nesse sentido, o governo brasileiro lançou, em 22 de janeiro de 2007, o Projeto Sistema Público de Escrituração Digital (SPED), cujo objetivo é de prover a integração dos sistemas de fiscalização e arrecadação, racionalizar e uniformizar as obrigações acessórias para os contribuintes e identificar, com mais rapidez, os ilícitos tributários. O sistema é composto de três grandes iniciativas: a escrituração contábil digital, a escrituração fiscal digital e a nota fiscal eletrônica (NF-e).

O Ministério da Fazenda (2016) conceitua a NF-e como um documento que só existe em forma digital, gerado e armazenado eletronicamente, com o objetivo de documentar, para fins fiscais, as operações de circulação de mercadorias ou uma prestação de serviços. A assinatura digital garante sua validade jurídica (de autoria e de integridade) e a recepção do documento eletrônico pelo Fisco, antes de ocorrer o fato gerador. Müller, Pilar e Kido (2009) afirmam que a empresa emitente da NF-e gera um arquivo eletrônico com todas as informações fiscais da operação comercial, que deverá ser assinada digitalmente, para garantir a integridade dos dados e a autoria do emissor. Assim, o arquivo eletrônico (NF-e) será transmitido pela internet para a Secretaria da Fazenda de jurisdição do contribuinte, que fará uma pré-validação do arquivo e desenvolverá um protocolo de recebimento (autorização de uso), sem o qual a mercadoria não poderá transitar.

Barbariole et al. (2010), usando dados desagregados por empresários que implantaram a NF-e no estado do Espírito Santo, concluíram que as empresas ainda encontram muitos desafios para implementar as modificações necessárias para adotá-la. Concluíram também que a falta de conhecimento da legislação tributária por parte das empresas causou um baixo envolvimento dos gestores na implantação da NF-e. Essa necessidade levou a despesas adicionais nas empresas, que podem incentivar a sonegação fiscal, como justificativa para o encontro de alternativas de ganhos não tributáveis. Com o objetivo de verificar a percepção dos contribuintes sobre os impactos da adoção do SPED, Faria et al. (2010) realizaram um estudo a respeito dos processos operacionais e da redução de custos das empresas que implantaram a NF-e no estado de São Paulo. A pesquisa sugeriu que outros métodos mais sofisticados de sonegação e evasão fiscal tendem a surgir, haja vista que a NF-e *per se* não estimula as empresas a desenvolverem suas atividades na economia formal.

Em outro estudo, Santos e Alcântara (2012) dizem que, mesmo com a criação da NF-e no estado de Santa Catarina, ainda persistem diversas formas de sonegação fiscal, mas de modo mais complexo relativamente ao período anterior de sua adoção, tais como: "calçamento" de nota fiscal, compras e vendas sem notas fiscais ou de cupons fiscais e duplicidade de numeração de notas por falha de sistemas. Mattos, Rocha e Toporcov (2013) observaram que depósitos em conta corrente bancária, seja por operações de compras e vendas de mercadorias, e a dificuldade de fiscalizar fisicamente os estoques nas empresas, contribuem para a continuidade de práticas irregulares na emissão de NF-e. Concluíram que, apesar de sua tecnologia inovadora, ainda não conseguiu eliminar diversas fontes de fraudes contra o fisco.

5 Resultados

O estado da Paraíba tem uma economia baseada, principalmente, no setor de comércio e serviços. Sua indústria figurou, em 2010, como a quarta mais expressiva do Nordeste, depois da Bahia, de Pernambuco e do Ceará, segundo o Censo 2010 do IBGE. Seu valor de produção chegou a R$ 6,4 bilhões, o que representou 22,5% do PIB, tendo como destaques os setores têxtil, alimentício, metalúrgico e de produtos de couro. Porém os setores que mereceram mais atenção foram o de serviços e o de comércio, que somaram R$ 20,9 bilhões. Sua participação foi de 73,2% no PIB e é responsável pela maior arrecadação de receitas no estado.

Em 2013, a Paraíba foi o estado que apresentou o maior crescimento do PIB na Região Nordeste e o quarto maior entre todos do Brasil. Contudo, em 2015, os efeitos da crise na economia brasileira, que começou em 2013 e perdeu o fôlego em 2017, acentuaram-se no estado, que passou por uma redução da atividade econômica em 2015 e 2016. Nesse período, o PIB retraiu, respectivamente, 0,2% e 2,6%, enquanto a queda no âmbito nacional foi de 3,8% e 3,5% no mesmo período. Essa contração da economia teve ligação direta com a queda de 14,1% dos investimentos, devido à formação bruta do capital fixo. Segundo dados coletados na SER/PB, a arrecadação da Paraíba, de 2013 a 2015, apresentou os seguintes números:

Tabela 3 - Arrecadação de tributos e incrementos na receita no estado da Paraíba

Ano	Arrecadação de Tributos pelo estado da Paraíba -R$ Milhões	Incremento nominal em Relação ao Ano Anterior
2013	4.167,55	16,47%
2014	4.697,05	12,7%
2015	4.833,89	2,91%

Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

Com os efeitos macroeconômicos e dos dados coletados na SER/PB, a Paraíba conseguiu aumentar a arrecadação de tributos. Contudo, conforme apresentado, é necessário investigar como as instituições do fisco podem contribuir, principalmente, para reduzir a ineficiência fiscal, que resulta na frustração de receitas para custear a administração pública. Logo, é importante mensurar o esforço fiscal, pois, em linha com Fenochietto e Pessino (2013), isso permite uma estimativa mais precisa da receita real a ser arrecadada, em relação à receita potencial de arrecadação. Em termos desagregados, os dez maiores CNAEs, em termos de arrecadação de ICMS, correspondem a, aproximadamente, 10% dos contribuintes do estado da Paraíba e são responsáveis por 44% da arrecadação total de ICMS no ano de 2015.

Assim como apontado em Barbariole et al. (2010), Faria et al. (2010), Santos e Alcântara (2012) e Mattos, Rocha e Toporcov (2013), não foi possível verificar evidências de que a NF-e não tem ajudado a diminuir a evasão fiscal no período amostrado da arrecadação de ICMS no estado da Paraíba, mas auxilia a criar sistemas que possam ser organizados em bases de dados para estudos e a identificação de informações relevantes com diversos enfoques, como é o caso desta pesquisa. A base de dados utilizada foi composta de 489 CNAEs, portanto, 5.277 observações, em se tratando de um painel não equilibrado. Elas podem ser caracterizadas por meio de uma análise descritiva dos dados apresentadas na Tabela 4:

Tabela 4 – Estatística descritiva das variáveis do modelo

Variáveis	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-Padrão	Curtose	Assimetria
ALIQM	0	30	8,8148	6,4859	358,5903	16.9143
DESON/VC	-0,0006	1	0,6338	0,3112	1,8344	-0,4863
VC_EVT	0	1,8023	0,0056	0,0549	418,4904	18,1847
HR_TRAB	0	0,0086	70237,9	180647,1	1274,984	27,4524
BASE	0	0,000000000111	0,00000024	0,000000724	48,6942	5,7221
S	0,000000013	0,0086	0,0001	0,0005	107,5739	8,4453
MULTAAI	0	0,0000000542	260687,4	1810153	302,8572	14,9905
QTDOS	0	241	7,1711	16,5497	41,8986	5,1728
N_ALIQ	1	40	5,4700	3,1251	17,5020	2,3652

Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

A Tabela 5 traz os resultados da estimação da matriz de correlações entre as variáveis, em que é possível notar que elas têm fraca correlação entre si, exceto pela base tributária (BASE) e o índice de Herfindahl (S), que têm uma forte correlação de 74,86%, e a entrada total, que tem forte correlação com a base tributária (BASE), com S e com o número de alíquotas (N_ALIQ).

Tabela 5 – Matriz de correlação de Pearson

Variáveis	LNALIQM	LNDESONVC	LNVC_EVT	LNHR_TRAB	LNBASE	S	LNMULTAAI	LNQTDOS	LN N_ALIQ
LNALIQM	1,0000								
LNDESONVC	-0.1029	1,000							
LNVC_EVT	0,0387	0,1931	1,0000						
LNHR_TRAB	0,0543	0,1013	-0,0838	1,0000					
LNBASE	0,1173	-0,6394	-0,2527	0,2141	1,0000				
S	0,0537	-0,0614	-0,1970	0,3638	0,7486	1,0000			
LNMULTAAI	0,0951	0,0137	-0,0191	0,3782	0,3523	0,4781	1,0000		
LNQTDOS	00873	-0,0425	-0,0648	0,4182	0,4918	0,6171	0,6727	1,0000	
LN N_ALIQ	0,0898	-0,1890	-0,1213	0,3389	0,6885	0.7342	0,4670	0,6717	1,0000

Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

Na Tabela 6, é possível observar os resultados da estimação do modelo de fronteira estocástica de arrecadação do ICMS. Pode-se afirmar que todos os parâmetros, com exceção da constante, são estatisticamente significativos a um nível de 1%, e quase todos os parâmetros trouxeram com os sinais esperados.

Tabela 6 – Modelo econométrico de fronteira estocástica de arrecadação do ICMS na Paraíba

Variáveis	*Coeficientes*	*Desvio-Padrão*	*z*	*P>|z|*	*Intervalo de 95% de confiança*	
LNALIQM	0,1952368	0,0250984	7,78	0,000	0,1460448	0,2444287
LNDESONVC	-0,0604876	0,0099069	-6,11	0,000	-0,0799047	-0,0410705
LNVC_EVT	0,0427238	0,0065572	6,52	0,000	0,0298719	0,0555757
DUMMY_AGR	-0,7952704	0,3335599	-2,38	0,017	-1,449036	-0,141505
DUMMY_IND	0,3428338	0,0971132	3,53	0,082	0,1524955	0,5331722
DUMMY_ATAC	0,8020344	0,1178657	6,80	0,000	0,5710219	1,033047
LNHR_TRAB	-0,0829467	0,0089133	-9,31	0,000	-0,1004164	-0,065477
LNBASE	0,5590409	0,0084327	66,29	0,000	0,5425131	0,5755687
S	873,7121	69,16337	9,86	0,000	738,1544	1009,27
Constante	11,04679	11,19912	0,99	0,324	-10,90309	32,99667
Gamma	0,8888649	0,0070495			0,8742785	0,9019487

Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

Também foi feita uma tentativa de especificar o modelo com a variável de quantidade de entrada de insumos e mercadorias no estado e, devido à sua estrutura econômica, em que prevalecem o setor de comércio e o de serviços, ela apresentou elevada correlação com a base tributária, o que causou problemas na significância dos parâmetros dos modelos testados. Além disso, a alíquota média foi positivamente relacionada à arrecadação do ICMS. Isso mostra que, quanto maior for a alíquota a ser aplicada na base de cálculo do imposto, maior será sua arrecadação. A relação entre as saídas para outras UF e as saídas totais,

a base e o IH foram positivamente relacionados com a arrecadação. O estudo mostrou, ainda, que, quanto maiores forem as entradas e as saídas dos produtos de cada setor (CNAE) da economia paraibana e quanto maior a base de cálculo do imposto, maior será a arrecadação.

Os efeitos da variável LNALIQM foram positivos, conforme esperado, e a relação entre o total de desonerações e o das saídas e a arrecadação total de ICMS é negativa. Isso sinaliza que, quanto maior a desoneração do setor (CNAE), menor o ICMS arrecadado. As horas trabalhadas aparecem com o sinal esperado, sinalizando que, quanto mais intensivo em trabalho for o setor, menor será o ICMS arrecadado, talvez pela dificuldade que a SER/PB tem de fiscalizar as empresas ou a facilidade de evadir o valor agregado pelo trabalho ao pagarem ICMS. Em contrapartida, nota-se que os efeitos marginais da variável desoneração foram negativos, o que indicando que, quanto maiores forem as desonerações, menores serão os montantes de ICMS arrecadados. Isso pode ter alguma relação com o comportamento denotado pela Curva de Laffer (LAFFER, 1986) e a convavidade entre a alíquota de ICMS e os montantes arrecadados, porquanto se percebeu que a alíquota média no estado da Paraíba é de 8,81%.

Outro importante resultado é o valor encontrado para δ (Gamma), componente representativo da importância da ineficiência no modelo. O valor encontrado de 0,8888 significa dizer que 88,88% do erro resultante do Modelo 1 se deve à ineficiência técnica arrecadatória, e os outros 6,83% são atribuídos a eventos aleatórios. O fato de o Gamma não ser igual a zero justifica a inclusão da análise sobre quais variáveis de controle da SER/PB podem reduzir a ineficiência arrecadatória estimada. Os resultados do Modelo 2 são apresentados na Tabela 7:

Tabela 7 – Modelo de regressão linear

Resíduo	*Coeficientes*	*Desvio-Padrão*	*t*	*P>|t|*	*Intervalo de 95% de confiança*	
LNMULTAAI	-0,0116057	0,0030547	-3.80	0,000	-0,017594	-0,0056173
LNQTDOS	-0,1038259	0,0133729	-7.76	0,000	-0,1300424	-0,0776095
LN N_ALIQ	-0,8486524	0,0242697	-34.97	0,000	-0,8962311	-0,8010737
Constante	8,247119	0,0345117	238.97	0,000	8.179461	8.314776

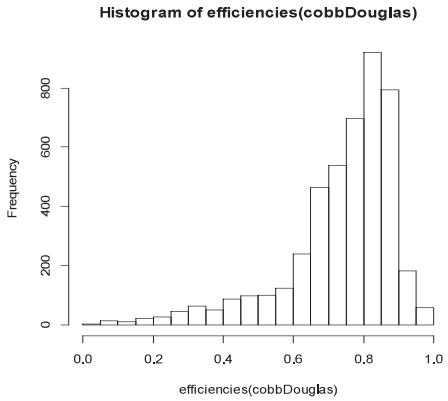
Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

O Modelo 2 consiste em analisar o termo de erro que captura a ineficiência técnica resultante da estimação da fronteira de eficiência, representado pelo Modelo 1. Primeiramente, pelo teste *F* a 1% de significância, rejeita-se a hipótese de que todos os coeficientes são estatisticamente iguais a zero. O coeficiente R^2 ajustado mostra que 12,18% dos desvios na variável dependente podem ser explicados pelas variáveis do modelo. Pode-se afirmar que todos os parâmetros são significativos a um nível de 1% de significância. Quanto ao sinal dos parâmetros, o estudo mostrou que o valor das multas e a quantidade de ordens de serviço abertas para fiscalizar os setores estão negativamente relacionados à variável dependente. Isso sugere que, quanto maior for o número de fiscalizações e quanto maior o valor da multa aplicada nas empresas auditadas, menor será a ineficiência técnica.

O número de alíquotas de cada setor, que, quanto mais elevado, indica um sistema tributário mais complexo, está negativamente relacionado à variável dependente e aparece com o sinal trocado esperado, porque, quanto mais complexo for o sistema tributário, maior deverá ser a ineficiência técnica. Contudo, a respeito de alguns resultados pontuais, houve um ajuste relativo do modelo de SFA para abordar a eficiência arrecadatória no estado da Paraíba. Seus resultados foram consistentes em relação à significância das variáveis escolhidas no primeiro modelo e no segundo.

Considerando os 597 setores da economia paraibana, durante o período de 2013 a 2015, na Paraíba, a média da eficiência arrecadatória do ICMS foi de 0,7375733, isto é, a autoridade fiscal conseguiu arrecadar cerca de 73,75% do total de ICMS potencial. Esse resultado fica um pouco abaixo da média da eficiência média arrecadadora do Distrito Federal de 74,78%, estimada por Ferrigno (2006). O histograma apresentado na Figura 1 mostra a eficiência distribuída:

Figura 1 – Histograma do índice de eficiência arrecadatória



Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

Como demonstrado nessa figura, existem muitos setores da economia paraibana cuja eficiência foi concentrada próxima a 80%, contudo, também existem setores, mesmo com baixa frequência, em todos os quantis inferiores de eficiência. Analisando mais detalhadamente os setores através da Tabela 8, é possível observar quais são os vinte e oito principais responsáveis pelas maiores arrecadações do estado da Paraíba:

Tabela 8 – Principais CNAEs na arrecadação do estado da Paraíba

CNAE	Eficiência	Arrecadação (R$)	Perda de Arrecadação
Com. atac. de álc. carburante, biod., gaso. e demais derivados de petr., exceto lubrif., não realizado por transp. retalhista (TRR)	91,80%	R$2.037.572.183,93	R$182.005.358,48
Distribuição de energia elétrica	93,69%	R$1.464.116.839,46	R$98.607.933,15
Comércio varej. de mercadorias em geral, com predominância de produtos alimentícios supermercados	81,13%	R$821.481.259,48	R$191.068.055,79
Telefonia móvel celular	95,27%	R$797.929.340,14	R$39.615.889,36
Comércio varej. de mercadorias em geral, com predominância de produtos alimentícios hipermercados	79,05%	R$718.434.560,53	R$190.401.063,16
Comércio atac. de produtos alimenticios em geral	83,25%	R$699.912.815,74	R$140.823.299,26
Fabricação de calçados de couro	66,66%	R$596.940.438,28	R$298.559.769,16
Lojas de departamentos ou magazines	74,67%	R$511.535.628,05	R$173.526.147,83
Com. atac. de equip. elétricos de uso pessoal e doméstico	79,91%	R$495.720.628,29	R$124.628.049,33
Fabr. de calçados de mater. não especificados anterior.	50,86%	R$482.820.259,59	R$466.492.087,22
Comércio atac. de medicamentos e drogas de uso humano	69,06%	R$480.648.355,91	R$215.338.258,50
Comércio atac. de móveis e artigos de colchoaria	88,14%	R$473.810.238,66	R$63.755.269,24
Comércio varej. de mercad. em geral, com predominância de produtos alimentícios minimerc., mercear. e armazéns	80,49%	R$431.743.432,69	R$104.650.445,67
Comércio atac. de mercadorias em geral, sem predominância de alimentos ou de insumos agropecuários	69,10%	R$396.881.881,56	R$177.476.847,18
Serviços de telefonia fixa comutada STFC	91,64%	R$393.636.557,74	R$35.910.100,64
Fabricação de cimento	80,64%	R$370.142.491,75	R$88.863.574,41
Fabricação de cervejas e chopes	73,89%	R$360.045.577,87	R$127.226.824,17
Comércio atac. de mercadorias em geral, com predominância de produtos alimentícios	79,43%	R$340.661.054,23	R$88.221.048,54
Comércio varej. de artigos do vestuário e acessórios	86,38%	R$328.409.963,88	R$51.782.168,42
Comércio varej. de móveis	80,34%	R$326.935.552,95	R$80.004.393,47
Preparação e fiação de fibras de algodão	67,41%	R$286.149.350,00	R$138.341.600,90
Comércio atac. de produtos de higiene pessoal	64,97%	R$223.572.997,26	R$120.544.283,42
Comércio atac. de cereais e leguminosas beneficiados	79,95%	R$218.013.731,16	R$54.673.862,54
Comércio atac. de cigarros, cigarrilhas e charutos	94,53%	R$218.009.125,62	R$12.615.147,75
Comércio varej. de artigos esportivos	85,32%	R$184.928.094,71	R$31.818.382,92
Tecelagem de fios de algodão	68,32%	R$178.706.148,54	R$82.866.082,93
Com. varej. especi. de eletrodomésticos e equip. de áudio e vídeo	82,57%	R$175.071.922,71	R$36.956.565,49
Comércio atac. de materiais de construção em geral	79,74%	R$174.829.715,16	R$44.419.990,33
TOTAL		R$14.188.660.145,89	R$3.461.192.499,27

Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria da Receita Estadual da Paraíba.

Com esse esforço, estimaram-se os fatores relacionados à ineficiência arrecadatória por setor (CNAE), na Paraíba, e quais deles merecem atenção especial quanto ao planejamento de ações fiscalizatórias. Assim, de um lado, alguns dos setores têm uma expressiva eficiência arrecadatória, como os setores de distribuição de energia elétrica e telefonia móvel celular, pois o número de empresas é reduzido (9 e 22 respectivamente), conforme mostrado na Tabela 2, o que facilita a fiscalização pela SER/PB. Na outra mão, ao analisar as características de alguns setores (CNAEs), principalmente daqueles para os quais a legislação determina critérios especiais de recolhimento do ICMS, a evasão pode ser considerada um problema menor. Na tabela 8, vê-se que, na Paraíba, a ineficiência arrecadatória do ICMS, nos principais setores analisados, é de R$3,5 bilhões. Quando somados todos os setores, os valores dos impostos evadidos nos anos de 2013 a 2015 é de, aproximadamente, R$20,5 bilhões.

Em setores industriais de fabricação de combustível, cervejas e chopes, por exemplo, em que a cobrança do ICMS é realizada através do instrumento da substituição tributária, existe eficiência arrecadatória. Esse mecanismo está previsto na Constituição Federal de 1988, artigo 150, § 7º, o qual estabelece que a lei poderá atribuir a sujeito passivo de obrigação tributária a condição de responsável pelo pagamento do ICMS. Esse fato gerador pode ocorrer de forma que o imposto seja cobrado sobre a venda do produto, isto é, no momento em que ele sai da indústria ou depois. Logo, o processo de fiscalização em setores semelhantes do referido imposto é facilitado.

Esses setores também apresentaram eficiência arrecadatória no trabalho de Ferrigno (2006). Entre eles, podem-se citar: o comércio atacadista de álcool, biodiesel e gasolina; a distribuição de energia elétrica; os serviços de telefonia fixa comutada; a telefonia móvel celular; e o comércio atacadista de cigarro, todos com eficiência acima de 90%. Para outros setores, como o comércio varejista de vestuário, móveis e calçados, também responsáveis por vultuosos valores arrecadados de ICMS no estado da Paraíba, em que o imposto é recolhido no decorrer da cadeia de circulação das mercadorias, foram observados índices de eficiência mais baixos, justicados, em parte, pela maior dificuldade de fiscalizá-los.

Existem, ainda, os setores responsáveis por elevada participação na arrecadação, mas que deveriam receber mais atenção da SER/PB, devido às suas eficiências reduzidas na arrecadação do ICMS. Eles compreendem os setores de fabricação de calçados de couro e fabricação de calçados de materiais que não utilizam couro, com eficiência arrecadatória de 66,66% e 50,86%, respectivamente. No entanto, ocupam a 7ª e a 10ª maiores arrecadações, embora com uma eficiência bem abaixo da média do estado (73,75%). Esse resultado pode ser explicado por haver mais dificuldade de fiscalizar esses tipos de setor, em parte, por causa do grande número de pequenas indústrias, muitas vezes, distribuídas em casas particulares de produção familiar, localizadas pelo interior do estado.

Os piores resultados de eficiência arrecadatória, no entanto, foram encontrados nos setores de comércio varejista de produtos saneantes domissanitários e comércio atacadista de bolsas, malas e artigos de viagem, com 15,38% e 17,31% de escore de eficiência, respectivamente. Esses resultados são consoantes com os de Ferrigno (2006), em que os setores de comércio varejista em geral, excetuando-se o comércio de outros produtos de origem têxtil, obtiveram índices de eficiência mais baixos, em torno de 60% a 50%. Do ponto de vista prático, esse resultado é justificado pela falta de outro produtor na cadeia de agregação de valor que necessite de nota fiscal para utilizar crédito do ICMS destacado nela, problema anteriormente relatado.

Quanto aos resultados estimados no Modelo 2 sobre os determinantes da ineficiência arrecadatória, quando os erros do Modelo 1 foram decompostos, mostraram que os setores com maiores números de ordens de serviço (ações fiscalizatórias) ficaram acima da média da eficiência arrecadatória. Isso pode indicar que setores mais bem fiscalizados evadem menos impostos que os demais. Nesse sentido, conforme já salientado, a implantação da NF-e já consolidada e a criação da nota fiscal do consumidor eletrônica, em processo de implementação, estão facilitando e agilizando a obtenção de informações importantes por parte da SER/PB e possibilitando a utilização dessas informações no processo de identificação das empresas sonegadoras.

6 Conclusão

Como já referido, esta pesquisa objetivou examinar a eficiência técnica da arrecadação do ICMS no estado da Paraíba e apresentar informações sobre o período estudado de janeiro de 2013 a dezembro de 2015, com dados em painel obtidos das NF-e. Utilizando o método de SFA, foram estimados modelos com variáveis para explicar, possivelmente, a arrecadação do ICMS por tipo de CNAE e quais os determinantes da ineficiência arrecadatória representada pela decomposição dos fatores que levaram a diferenças de eficiência e que fazem parte do raio de ações estratégicas da SER/PB.

Foram estimados dois modelos com base na supracitada base de dados, e o termo de erro do primeiro modelo foi relacionado diretamente às ações de fiscalização, como a aplicação de multas dos autos de infração decorrentes das auditorias realizadas, a quantidade de ordens de serviço abertas (ações de fiscalização) e a variável número de alíquotas do setor, que introduz uma ideia sobre a complexidade da legislação tributária do ICMS como fator estimulante da evasão fiscal. Entre os principais resultados, observou-se que o ICMS está correlacionado, positivamente, às ações de fiscalização, e negativamente, às desonerações. Essas características sugerem que é necessário estudar, de maneira mais aprofundada, as atividades econômicas na Paraíba, para melhorar a arrecadação do referido imposto no estado.

Outro resultado encontrado foi o valor estimado para *Gamma*, que mostrou que 88,88% do termo de erro são explicados pela ineficiência técnica, o que sugere que essa ineficiência pode ser reduzida por meio do aumento da quantidade de fiscalizações e ações estratégicas da SER/PB. Alguns setores da economia paraibana, como o de distribuição de energia elétrica e o do comércio atacadista de álcool carburante, destacaram-se com altos índices de eficiência técnica, justificados pelo reduzido número de empresas no setor. Com esse número reduzido, a Paraíba poderá utilizar mecanismos de arrecadação em que se atribui a um substituto tributário a obrigação de arrecadar o imposto devido em todas as fases de circulação das mercadorias. Assim, o estado simplifica a quantidade de empresas a serem fiscalizadas criando mecanismos eficientes para diminuir a evasão fiscal.

Ressalte-se que a complexidade da legislação tributária e o elevado número de empresas impossibilitam a implementação desse mecanismo em todos os setores da economia. Além disso, a instabilidade política, outro fator presente em economias em desenvolvimento, também reduz a eficiência técnica na arrecadação do ICMS, e fatores estruturais, como o nível de urbanização, a participação da agricultura e o grau de abertura comercial, aumentam a facilidade de evasão fiscal, pelos motivos discutidos ao longo desta pesquisa.

Na Paraíba, os valores calculados de evasão de ICMS sugerem que o fisco estadual tem bastante espaço para evoluir no planejamento fiscal, inclusive no sentido de diminuir a dependência do estado em relação ao Fundo de Participação dos Estados (FPE). Considerando que um dos objetivos do FPE é de reduzir (embora não elimine) a desigualdade entre os estados em relação à sua capacidade de atender à demanda por bens e serviços públicos, e considerando que um dos fatores determinantes do critério de rateio deve ser a capacidade de arrecadação própria do estado, é extremamente importante que cada unidade federativa se planeje e se organize para diminuir, cada vez mais, a evasão de impostos sob sua responsabilidade legal.

Como evolução dessa obrigação dos estados em combater a evasão de impostos, foi verificado que a inovação trazida pela NF-e reduziu os mecanismos de evasão, com vistas a tornar a atividade fiscalizatória mais eficiente, embora, sozinha, não tenha impacto negativo sobre a ineficiência arrecadatória. Verificou-se, também, que os dados da NF-e são melhores para fazer inferências estatísticas, quando comparados com as informações autodeclaradas pelo contribuinte, já que estão menos sujeitos a problemas de subdeclarações pelos contribuintes. São numerosos os estudos que demonstram que, no Brasil, a atual estrutura tributária precisa ser revista. Tanto as isenções e seu efeito sobre a receita tributária quanto o crescimento dos tributos indiretos, principalmente os que incidem sobre o lucro, têm privilegiado empresas menos competitivas.

Diversos setores da economia apontam para a necessidade de uma ampla reforma fiscal, que possa reanalisar a forma de classificar as atividades empresariais, que, devido à rápida expansão de novos mercados e de novas tecnologias, acabam por travar o desenvolvimento das empresas. Isso implica afirmar que o Brasil necessita de uma repactuação federativa, em que temas como ‘guerra fiscal’, ‘distribuição

equitativa de *royalties'*, 'critérios de rateio do FPE' e 'indexação das dívidas com a União' são apenas alguns de seus elementos. Além disso, essa reforma deve apontar caminhos para diminuir a disputa fiscal entre as unidades federativas do país e fazer com que as atividades econômicas se apoiem bem mais nas vantagens comparativas e competitivas de cada estado e região, o que implica o melhor emprego dos meios e a alocação de fatores de produção.

Para futuras pesquisas, recomenda-se que os estudos avancem no que diz respeito a estimar as eficiências arrecadatórias das demais unidades federativas e outras formas de mensurar a eficiência e a evasão a partir da implantação da NF-e, e a melhorar o tratamento estatístico e controlar as atividades econômicas consideradas associadas a mais probabilidades de evasão de impostos, que via de regra, têm muitas etapas na cadeia produtiva, conforme relatado. Assim, será possível ter um mapa com mais informações de ordem microeconômica sobre a situação fiscal local de cada estado, que pode melhorar as suas notas de crédito e a pactuação de cada situação na União, sobretudo, dos que se encontram mais vulneráveis, como os estados do Rio de Janeiro, do Rio Grande do Norte, do Rio Grande do Sul e de Minas Gerais, por exemplo.

REFERÊNCIAS

AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models. Journal of Econometrics, v. 6, p. 21-37, 1977.

AIZENMAN, J.; JINJARAK, Y. The collection efficiency of the Value Added Tax: theory and international evidence. Journal of International Trade and Economic Development, v. 17, n. 3, p. 391-410, 2008.

ALLINGHAM, M. G.; SANDMO, A. Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis. Journal of Public Economics, Amsterdam, v. 1, n. 3/4, p. 323-338, nov.1972.

ALM, J. Measuring, explaining, and controlling tax evasion: lessons from theory, experiments, and field studies. International Tax and Public Finance, v. 19, n. 1, p. 54-77, 2012.

BARBARIOLE, L. F.; RODRIGUES, A.; RESENDE, L.D.; ZORZAL, L. O impacto da implantação da nota fiscal eletrônica na gestão das empresas atacadistas no estado do Espírito Santo. Anais do XVII Congresso Brasileiro de Custos. Belo Horizonte, 2010.

BATTESE, G. E; BROCA, S. S. Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan. Journal of Productivity Analysis, v. 8, n. 4, p. 395-414, nov. 1997. Disponível em: *http://down.cenet.org.cn/upfile/54/2006512115522184.pdf*. Acesso em: 13 de agosto de 2017.

BATTESE, G., COELLI, T. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data, Empirical Economics 20(2), p. 325–332.1995.

BATTESE, G. E; COELLI, T. J. Frontier Production Function, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Framers in India. The Journal of Productivity Analysis, v. 3, n. 1, p. 153-169, Jan. 1992.

BLANCO, F. A. Estressefiscalcomo determinante da elevação do esforço de arrecadação tributária dos governos estaduais brasileiros. Anais do Encontro Nacional de Economia, dez. 2001, Salvador, Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia. Disponível em: *http://www.anpec.org.br/encontro2001/textos2001.htm*. Acesso em: 13 de agosto de 2017.

BOTH, F. K.; WBATUBA, B.; SALLA, N. G. O impacto da substituição tributária do ICMS nas empresas do Simples Nacional: Custos X Preço de Venda. IX Convibra: Congresso Virtual Brasileiro de Administração, Anais..., 2012.

BOUERI, R.; CARVALHO, A.; SILVA, F. Eficiência tributária dos estados brasileiros mensurada com um modelo de fronteira estocástica geograficamente ponderada. Brasília: IPEA, 2009.

BRASIL. Decreto nº 18.930 de 19 de junho de 1997. Regulamento do imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação - RICMS. João Pessoa, 19 de junho de 1997. Disponível em: *https://www.receita.pb.gov.br/ser/legislacao/36-regulamentos/815-decreto-n-18-930-de-19-de-junho-de-1998*. Acesso em: 01 de agosto de 2017.

BRASIL. Lei Complementar nº 101 de 04 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LCP/Lcp101.htm. Acesso em: 23.08.2016.

CAMPOS NETO, C. A. S.; SANTOS, M. B. Perspectivas do crescimento do transporte por cabotagem no Brasil. Texto para discussão n. 1129, 2005. IPEA.

COWELL, F. A. Cheating the government: the economics of evasion. Cambridge: The MIT Press, 1990. 267 p.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. European Journal of Operational Research, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.

COELLI, T. R. P.; BATTESE, G. An introduction to efficiency and productivity analysis. Kluwer Academic Publishers, Bóston/Dordrecht/Londres, 1998.

CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; P. F. C. de ARAÚJO. Fronteira de produção estocástica e eficiência técnica na agricultura. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v. 38, n. 1, p. 45-64, 2000.

DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. Econometrica, 19, p. 273-292, 1951.

D'ELBOUX, A. F. O impacto da autuação fiscal no comportamento dos contribuintes do estado do Ceará. Dissertação. Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2012.

FARIA, A. C. SPED – Sistema Público de Escrituração Digital: percepção dos contribuintes em relação os impactos da adoção do SPED. 10 Congresso USP de Controladoria e Contabilidade. São Paulo, julho 2010.

FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Part 3, p. 253-290, 1957.

FENOCHIETTO, R;. PESSINO, C. Understanding Countries' Tax Effort. International Monetary Fund.WP/13/244. November. 2013.

FERRIGNO, A. T. Evasão fiscal e eficiência na arrecadação de ICMS no Distrito Federal: uma abordagem de fronteiras estocásticas de produção. Brasília: ESAF, 2006. 84p. Monografia premiada em 3º lugar no XI Prêmio Tesouro Nacional – 2006, Tributação, Orçamentos e Sistemas de Informação sobre a Administração Pública, Sobradinho (DF). Disponível em:

www.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XIpremio/sistemas/.../3premio_tosi.pdf. Acesso em: 31 de agosto de 2017.

HERFINDAHL, O. C. Concentration in the steel industry. Tese de doutoramento, Columbia University, 1950

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e estatística. PAS - Pesquisa Anual de Serviços, 2006. [online] Disponível em: *http://cidades.ibge.gov.br/painel/economia.php?codmun=250750*. Arquivo consultado em 05 de abril de 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE PLANEJAMENTO TRIBUTÁRIO (IBPT) - 2014. Disponível em: *http://www.ibpt.com.br*. Acesso em 06 de out de 2017.

KOOPMANS, T. C. An analysis of production as an efficient combination of activities. In: KOOPMANS, T. C. (Ed.). Activity analysis of production and allocation. Wiley, New York: Cowles Comission for Research in Economics, Monograph, n. 13, 1951.

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. Stochastic frontier analysis. Cambridge University Press, 2000.

LAFFER, A. The ellipse: an explication of the Laffer Curve in a two-factor model. The Financial Analyst's Guide to Fiscal Policy, p. 1–35, New York: Greenwood Press, 1986.

MARIANO, J. A reforma fiscal: dilemas e perspectivas. Revista Ibero-americano de estratégia , v. 4, n. 1, p. 27-34, 2005.

MARINHO, E. L. L.; MOREIRA, A. F. Esforço fiscal e carga tributária potencial dos estados do nordeste. CENER, CAEN-UFC, Estudos Econômicos nº 15, Fortaleza, CE, 2000.

MATTHEWS, K.; LLOYD-WILLIAMS, J. The VAT- evading firm and VAT evasion: an empirical analysis. International Journal of the Economics of Business, [S.l.], v. 8, n. 1, p. 39-49, 2001. Disponível em: *https://www.researchgate.net/publication/24081551_The_VATEvading_Firm_and_VAT_Evasion_An_Empirical_Analysis*. Acesso em: 01 de agosto de 2017.

MATTOS, E.; ROCHA, F.; TOPORCOV, P. Programas de incentivos fiscais são eficazes? evidência a partir da avaliação do impacto do programa nota fiscal paulista sobre a arrecadação de ICMS. Revista Brasileira de Economia, v. 67, n. 1, p. 97-120, 2013.

MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error". International Economic Review, v. 18, p. 435-444, 1977.

MESQUITA, A, F. O monitoramento fiscal como indutor de comportamento dos contribuintes de ICMS do estado do Ceará. Dissertação. Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2014.

MÜLLER, A. N.; PILAR, R.; KIDO, V. M. Manual da Nota Fiscal Eletrônica, 2. ed. Editora Juruá, 2009, 186 p.

O'DONNELL C. J.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. Empirical Economics, Pittsburgh, n. 34, p. 231-255, 2008.

OHIRA, T. H. Fronteira de produção em serviços de saneamento no Estado de São Paulo. 2005. 124 f. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura 'Luiz de Queiroz', Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

ORAIR, R. A.; ALENCAR, A. A. Esforço fiscal dos municípios: indicadores de condicionalidade para o sistema de transferências intergovernamentais. Brasília: Esaf, 2010. Monografia premiada com o primeiro lugar no XIII Prêmio Tesouro Nacional. Tópicos Especiais de Finanças Públicas. Brasília-DF.

PIANCASTELLI, M. Measuring the tax effort of developed and developing countries. Cross Country Panel Data Analysis – 1985/95. Rio de Janeiro: IPEA, 2001.

PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R.; VASCONCELOS, J. R. Esforço fiscal dos estados brasileiros. Texto para discussão do IPEA nº 1045, 2004.

PITT, M. M.; LEE, L. The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. Journal of Development Economics, v. 9, p. 43-64, 1981.

RONALDO L. J. M. Reflexões sobre a sonegação tributária. Revista âmbito jurídico [online], 2016.Disponível em: *www.ambito-juridico.com.br/site/index.php?n_link=revista_artigos_leitura&artigo_id =2248*. Acesso em: 15 de agosto de 2017.

SANTOS, D. C.; ALCANTARA, S. A. A Nota Fiscal Eletrônica - NF-e como ferramenta contra a evasão fiscal. Caderno Organização Sistêmica, v.1 n.1, jul - dez 2012.

SCHNEIDER, F.; ENSTE, D. H. Shadow economies: size, causes, and consequences. Journal of Economic Literature, v. 38, p. 77–114, 2000.

SCHWENGBER; S. B.; RIBEIRO, E. P. O impacto do Fundo de Participação (FPE) no esforço tributário dos estados: uma estimativa do potencial de arrecadação do ICMS.VI Prêmio do Tesouro Nacional: FinançasPúblicas, Brasília, 2000, 61p. Disponível em: *http://www.nemesis.org.br/docs/edu2.pdf*. Acesso em: 02 de julho de 2016.

SOUSA, M. C. S; ARAUJO, P. L. C. P.; TANNURI-PIANTO, M. E. Residual and technical tax efficiency scores for Brazilian municipalities: a two-stage approach. Estudos Econômicos, v.42, n.1, p.43-74, 2012. Disponível em: *http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612012000100002*. Acesso em: 15 de maio de 2017.

SOUSA, M. C. S; STOSIC, B. Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers. Journal of Productivity Analysis, n. 24, Springer, p. 157-181, 2005.

SYRJÄNEN, M.; BOGETOFT, P.; AGRELL, P. Efficiency benchmarking project B: Analogous efficiency measurement model based on stochastic frontier analysis. Finlândia: Gaia Group Oy, 2006.

TANZI, V; SHOME, P. A primer on tax evasion. IMF StaffPapers, Washington, v. 40, n. 4, p. 807-828, 1993.

VARSANO, R.; PESSOA, E. P.; SILVA, N. L. C.; AFONSO, J. R. R.; ARAÚJO E. A.; RAMUNDO, J. C. Uma análise da carga tributária do Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 1998.

As elasticidades da demanda por veículos novos no Brasil:
Uma análise considerando o preço dos veículos usados

Rodolfo Nicolay[I]; Danilo Jesus[II]

[I]Universidade Cândido Mendes (UCAM). E-mail: r-nicolay@hotmail.com
[II]Universidade Cândido Mendes (UCAM). E-mail: danilojesus@petrobras.com.br

RESUMO

Esse trabalho analisa o comportamento da demanda por veículos novos no Brasil. A contribuição deste trabalho reside na inclusão do preço do veículo usado na análise. Ademais, utilizamos uma variável qualitativa para captar a eficácia da política anticíclica implementada pelo governo brasileiro durante a crise do *subprime*. As elasticidades são estimadas usando-se uma base de dados mensal e análise empíricas estatísticas robustas por meio do Método de Defasagens Autoregressivas Distribuídas (ARDL). Os resultados obtidos neste trabalho indicam que a demanda por veículos novos no Brasil é elástica em relação aos preços dos veículos usados e que o veículo usado é um bem substituto perfeito do veículo novo. Ademais, os resultados também indicam que a política anticíclica aplicada durante a crise foi efetiva para elevar o nível de demanda por novos veículos.

Palavras-Chave: Demanda de veículos novos, Elasticidade preço e cruzada, IPI.

ABSTRACT

.

This paper analyzes the behavior of the demand for new vehicles in Brazil. The contribution of this work lies in the inclusion of the vehicle price used in the analysis. In addition, we used a qualitative variable to capture the effectiveness of the countercyclical policy implemented by the Brazilian government during the *subprime* crisis. Elasticities are estimated using a monthly database along with a empirical and robust statistical analysis using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Method. The results obtained in this work indicate that the demand for new vehicles in Brazil is elastic in relation to the prices of used vehicles and that the used vehicle is a perfect replacement for the new vehicle. In addition, the results also indicate that the anticyclical policy applied during the crisis was effective in raising the level of demand for new vehicles.

1. INTRODUÇÃO

A indústria automobilística assumiu um papel de protagonista no processo de industrialização pelo qual passou a economia brasileira a partir da segunda metade do século XX. Devido à existência de cadeias produtivas para frente (Petrolífera: Combustível, Construção Civil: estradas, etc.) e para trás (Siderúrgica: aço, autopeças: peças para veículos, etc.), o setor automobilístico possui forte impacto no desenvolvimento econômico. Fazendo um paralelo com o mercado internacional, segundo o Anuário da ANFAVEA (2016), o Brasil é o sétimo consumidor e o nono produtor mundial de autoveículos[1], o que posiciona o país em igualdade de condições com o resto do mundo, ficando à frente de economias desenvolvidas como Canadá, França, Itália.

Portanto, a importância do setor justifica a necessidade de compreensão sobre o comportamento da demanda por veículos novos no Brasil ao longo dos últimos anos. O trabalho considera o segmento de automóveis e comerciais leves[2]. O presente artigo analisa a elasticidade da demanda por veículos novos em relação às variáveis macroeconômicas relevantes e ao comportamento do preço do produto substituto, no caso os veículos usados.

A literatura existente, considerando o caso brasileiro, apresenta estimações para a elasticidade em relação à renda, ao preço dos veículos novos, e às medidas relativas ao crédito (Ueda, 2012; Vilella, 2014 e Sonaglio, 2015). O único trabalho que considera o preço do bem substituto é Fauth *et al.* (2011), contudo os resultados indicam uma elasticidade cruzadas negativa, contrário ao proposto pela teoria econômica. Desta forma, o trabalho contribui com a literatura existente ao prover evidências adicionais em relação às elasticidades do mercado de automóveis.

Os objetivos do trabalho são: (i) Analisar o efeito substituição causado pelo uso do veículo usado como bem alternativo ao veículo novo , (ii) observar o impacto das políticas de incentivo ao consumo, a partir da redução do IPI durante a crise do *subprime*.

O trabalho utiliza o método ARDL (Autoregressive Distributed Lag), recomendado para a estimação de equações que mesclam séries integradas de ordens distintas. Os resultados corroboram os sinais esperados para as elasticidades estimadas, com destaque para o efeito positivo observado na elasticidade do preço dos veículos usados, e no sinal positivo da variável qualitativa do incentivo fiscal implementado durante a crise do *subprime*.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Os estudos sobre demanda por veículos novos se iniciam com Roos e Szelisky (1939). Neste estudo seminal foi utilizado um modelo agregado que inspirou diversos pesquisadores no âmbito internacional. Os autores realizaram a pesquisa nos Estados Unidos para General Motors Corporation no período de 1919 a 1938 utilizando o seguinte modelo econométrico renda extranumerária, índice de preços, frota efetiva em um ano, nível máximo de propriedade e sucateamento teórico. Como resultado deste trabalho após

[1] Autoveículos: automóveis, comerciais leves, caminhões e ônibus.

[2] São considerados automóveis os veículos automotores projetados, equipados e destinados ao transporte de pessoas e suas bagagens. Alguns exemplos: sedã, hatch, minivan, monovolume, cupê, conversível, crossover, utilitários esportivos (SUVs) e utilitários (jipes). Os comerciais leves são os veículos comerciais projetados, equipados e caracterizados para transporte simultâneo ou alternativo de pessoas e carga, com Peso Bruto Total (PBT) de até 3,5 t. Podem ser picapes (pequenas e médias), furgonetas, furgões e "vans" (de passageiros). Também estão incluídos nessa categoria os veículos especiais, como ambulância.

a regressão múltipla foram estimadas a elasticidade-renda de 2,5 e a elasticidade-preço dos veículos novos de -1,5.

Os trabalhos de Chow (1957), Suits (1958), Dyckman (1965), Baumgarten Jr (1972) e Wykoff (1973) utilizaram a variável estoque, além das variáveis explicativas tradicionais, preço e renda, para estimar a função de demanda por veículos novos. Segundo Dyckman (1965), a motivação para utilizar a variável estoque dos veículos usados é que quanto menor o estoque dos veículos usados, maior será o preço destes veículos e menor será o desembolso do comprador que oferece o veículo usado como parte do pagamento, aumentando, desta forma, a demanda por veículos novos. Ou seja, esta variável serve como uma *proxy* para os preços dos veículos usados. Em sintonia com o trabalho de Roos e Szelisky (1939), os trabalhos de Chow (1957), Suits (1958) e Dyckman (1965) encontraram demandas de veículos novos elásticas em relação a renda nos Estados Unidos. Em relação ao preço, apenas as pesquisas de Suits (1958) e Dyckman (1965) apresentaram demandas de veículos novos inelásticas.

Em relação ao Brasil, a Confederação Nacional da Indústria – CNI (1960), utilizou uma distribuição baseada na Lei de Pareto, considerando a taxa de crescimento da renda nacional e taxa de crescimento demográfico, para estimar a taxa de crescimento da frota nacional. Esta pesquisa foi elaborada no período de implantação da indústria automobilística brasileira, entre 1956 e 1960. Desta forma, a CNI encontrou bastante dificuldades para realizar o levantamento dos dados estatísticos, mas como resultado deste trabalho foi encontrada a taxa de crescimento da frota em 8,1% a.a. Ademais, Baumgarten Jr (1972) encontrou a demanda de veículos novos elástica em relação a renda e ao preço no Brasil.

O trabalho De Negri (1998), utilizando dados de 1994 a 1995, aborda os modelos agregado e desagregado para identificar o impacto da política de abertura do mercado automobilístico brasileiro na demanda por veículos novos. O modelo agregado é composto das variáveis renda real disponível, quantidade de carros nacionais novos vendidos e financiamento para compra de veículos. Os resultados indicam que a elasticidade-preço da demanda de automóveis no Brasil situa-se entre -0,6 e -0,7 e a elasticidade-renda, entre 1,1 e 1,5.

As análises de Roitman et al. (2009), Alvarenga *et al*. (2010), Fauth *et al*. (2011), Ueda (2012), Vilella (2014) e Sonaglio (2015), estão alinhadas com o trabalho de De Negri (1998). Os trabalhos de Roitman et al. (2009). Alvarenga *et al*. (2010) e Sonaglio e Jean (2015) analisaram o impacto da redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) na recuperação da demanda por veículos novos no Brasil, os resultados apontaram que a desoneração do IPI contribuiu com 13,4%, 20,7% e 31,07% das vendas de veículos novos, respectivamente. O trabalho de Fauth *et al*. (2011) aborda o problema a partir de modelos com quebras estruturais. Os autores analisam a demanda de veículos novos no longo prazo como e no curto prazo utilizando o Mecanismo de Correção de Erro (MCE). O trabalho identifica mudanças de regimes de crescimento e recessões nos mercados de automóveis, caminhões e ônibus no Brasil por meio da metodologia de mudança de regime Markoviano. Ademais, adiciona ao modelo econométrico o preço do veículo usado, considerado como um bem substituto ao veículo novo. Ueda (2012) utiliza uma amostra entre os anos de 1995 e 2010, empregando o modelo agregado com o objetivo de avaliar a dimensão do mercado brasileiro de autoveículos em 2012, com ênfase na classe de veículos comerciais leves (VCL). O trabalho também analisa o impacto da entrada dos veículos chineses desta categoria em meados de 2006. O trabalho de Vilella (2014) estima as elasticidades considerando um modelo com quebra estrutural.

A literatura existente sobre a elasticidade-renda e a elasticidade-preço da demanda por veículos novos apresenta uma série de evidências. Contudo, ainda são escassos os trabalhos que estimam a elasticidade-preço cruzada dos veículos novos em relação ao preço dos veículos usados. O único trabalho que analisa esta relação é Fauth *et al.* (2011), que encontra uma elasticidade negativa, o que é contrário à teoria econômica, indicando que os veículos usados seriam complementares aos veículos novos. Desta forma, com intuito de colocar luz neste tema, o presente trabalho, por meio de estimações pelo modelo ARDL, analisa as elasticidades em relação à demanda por carros novos, com destaque para o preço dos veículos usados.

3. METODOLOGIA E DADOS

O período da análise foi determinado em função da disponibilidade de dados mensais dos volumes de créditos para aquisição de veículos por pessoa física disponibilizados pelo Banco Central do Brasil a partir de junho de 2000. Visando começar as observações no início do ano, foi definido o período de janeiro de 2001 a Dezembro/2016 para as variáveis de interesse do estudo.

Para a demanda mensal de veículos novos no Brasil foram utilizados os dados disponibilizados no Anuário de 2016 da ANFAVEA (Associação Nacional dos Fabricantes de Automóveis e Veículos Automotores). Limitamos o escopo da pesquisa aos veículos leves, com Peso Bruto Total (PTB) de até 3,5 toneladas, que contemplam os comerciais leves (picapes, vans, furgões e utilitários esportivos) e os automóveis.

A renda mensal nacional do Brasil foi obtida por meio do PIB (Produto Interno Bruto) disponibilizado pelo departamento de pesquisas econômicas no sítio do Banco Central do Brasil (BCB), por meio da série 4380 (PIB mensal - Valores correntes - R$ milhões).

Para composição dos dados da variável que determina o volume de crédito ao consumidor, foram concatenadas duas séries temporais oferecidas pelo Banco Central do Brasil: A série 3396 do BCB – Concessões consolidadas das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - Aquisição de bens veículos - Pessoa física; e a série 20673 do BCB: Concessões de crédito com recursos livres - Pessoas físicas - Aquisição de veículos, de Março/2011 a Dezembro/2016.

Em relação à evolução dos preços médios dos veículos novos e usados, foram concatenadas três tabelas disponibilizadas no sítio do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística): Tabela 655 - IPCA-percentual no mês por geral, grupo, subgrupo, item e subitem (de Janeiro/1999 até Junho/2006); Tabela 2938 - IPCA-percentual no mês, acumulado no ano e pesos no mês por geral, grupo, subgrupo, item e subitem (de Julho/2006 até Dezembro/2011); Tabela 1419 - IPCA - Percentual no mês, acumulado no ano e pesos no mês por geral, grupo, subgrupo, item e subitem (a partir de Janeiro/2012). Em cada série supracitada analisamos os subitens automóvel novo (5102001) e automóvel usado (5102020) no período de Janeiro/2001 a Dezembro /2016.

Para taxa de juros, foi utilizada a taxa básica mensal de juros da economia (SELIC) com os dados disponibilizados pelo departamento de pesquisas econômicas no sítio do BCB, por meio da série código 4390.

As bases de dados referentes às séries temporais demanda, renda, credito, taxa de juros, evolução dos preços médios dos veículos novos e evolução dos preços médios dos veículos usados foram todas dessazonalizadas. Esta ação foi motivada pelo efeito sazonal sofrido pelas cinco séries ao longo do ano.

Com exceção das séries temporais da demanda de veículos novos e a taxa de juros, todas as demais serão deflacionadas usando o índice de preços IPC-Br / DI, publicado pela FGV (Fundação Getúlio Vargas), visando expurgar os efeitos inflacionários.

Embora baseando-se nos modelos dos autores descritos anteriormente, a principal contribuição deste trabalho é a utilização de uma variável indicadora do preço do veículo usado para verificar como a demanda de veículo novo varia percentualmente com o preço deste bem substituto. Para simplificar o cálculo das elasticidades, será utilizado um modelo econométrico com uma especificação funcional logarítmica (LOG-LOG), na qual os coeficientes estimados indicam a variação percentual, ou seja, se X variar 1%, Y irá variar β vezes 1%. A transformação logarítmica do modelo trás benefícios porque os coeficientes das varáveis explicativas serão interpretados diretamente como elasticidades, além desta transformação suavizar a variância das séries, reduzindo o problema de heterocedasticidade.

No presente trabalhos, estimamos quatro modelos econométricos, dois com a variável de volume de crédito e dois com a variável taxa de juros. O Objetivo é comparar os resultados da utilização de uma medida da oferta de crédito com a utilização de uma medida do custo do crédito, visando dar mais robustez aos resultados encontrados. Ademais, incluímos a *dummy* de redução do IPI para cada medida de crédito. Desta forma, as equações a serem utilizadas nos métodos econométricos são:

$$ln_demanda_t = \beta_0 + \beta_1\, ln_renda_t + \beta_2\, ln_credito_t + \beta_3\, ln_preço_veículo_novo_t + \beta_4\, ln_preço_veículo_Usado_t + \varepsilon_{1t} \quad \text{(I)}$$

$$ln_demanda_t = \beta_5 + \beta_6\, ln_renda_t + \beta_7\, ln_credito_t + \beta_8\, ln_preço_veículo_novo_t + \beta\, ln_preço_veículo_Usado_t + \beta 10\, dummy_ipi + \varepsilon_{2t} \quad \text{(II)}$$

$$ln_demanda_t = \beta_{11} + \beta_{12}\, ln_renda_t + \beta_{13}\, ln_taxa_juros_t + \beta_{14}\, ln_preço_veículo_novo_t + \beta_{15}\, ln_preço_veículo_Usado_t + \varepsilon_3 t \quad \text{(III)}$$

$$ln_demanda_t = \beta_{16} + \beta_{17}\, ln_renda_t + \beta_{18}\, ln_taxa_juros_t + \beta_{19}\, ln_preço_veículo_novo_t + \beta_{20}\, ln_preço_veículo_Usado_t + \beta_{21}\, dummy_ipi + \varepsilon_{4t} \quad \text{(IV)}$$

O primeiro passo da análise é checar a ordem de integração das séries utilizadas no trabalho. Realizamos três testes convencionais na literatura, ADF (Dikey-Fuller Aumentado), PP (Phillips-Peron) e o KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin). Os testes – apresentados na tabela A.2 no apêndice – indicam que somente a série taxa de juros é integrada de ordem 0, todas as outras séries se apresentam integradas de ordem 1. Uma vez que o modelo apresenta a mistura de séries I(1) e séries I(0), o método ARDL – Autoregressive Distributed Lag – se mostra uma ferramenta propícia para implementar a análise. Segundo Pesaran and Shin (1999) e Pesaran et al. (2001), O ARDL apresenta várias vantagens em relação aos métodos de estimações tradicionais, dentre elas podemos citar o fato de misturar variáveis I(0) e I(1) em uma relação de cointegração, realizar abordagens das dinâmicas de curto prazo, analisar a relação de equilíbrio de longo prazo, ser robusto a quebras estruturais e mudança de regime, realizar previsões e operar com amostra pequenas.

Para analisar a cointegração entre as variáveis dos modelos I,II,III e IV, ou seja, verificar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, aplicamos o método de Pesaran and Shin (1999) e Pesaran et al. (2001). Para realizar o teste, deve-se definir o número ótimo de defasagens – selecionada por meio do R^2 ajustado – e em seguida analisar os valores críticos. Se o valor da estatística F for maior que o limite superior I(1), podemos concluir que existe uma relação de equilíbrio de longo ou curto prazo entre as variáveis. Se o valor da estatística F for menor que o limite inferior, não existe equação de cointegração entre as variáveis. Por fim, se o valor da estatística F ficar entre os limites

inferior e superior, o resultado não é conclusivo e o modelo deve ser revisado com inclusão e/ou exclusão de variáveis ou realizando alteração das defasagens.

Conforme revelam os resultados da tabela 1, os valores da estatística F dos modelos I, II, III e IV são maiores que os valores críticos dos limites superiores I(1) nos níveis de significâncias de 1%. Desta forma, é possível considerar que existem equações de cointegrações e relações de equilíbrios de longos ou curtos prazos entre as variáveis.

Tabela 1 – Teste de Cointegração

Bounds Test (Cointegração)				
	Modelo I ARDL (4, 5, 3, 3, 6)	Modelo II ARDL (5, 4, 3, 5, 6)	Modelo III ARDL (6, 6, 6, 4, 0)	Modelo IV ARDL (1, 5, 6, 4, 3)
	Valores Críticos Nível de Significância 1%	Valores Críticos Nível de Significância 1%	Valores Críticos Nível de Significância 1%	Valores Críticos Nível de Significância 1%
Estatística F	6.314984	7.732036	6.778674	9.708457
K	4	4	4	4
Limite Superior I(1)	5.06	5.06	5.06	5.06
Critério de Seleção de Modelo	R² ajustado	R² ajustado	R² ajustado	R² ajustado
Máxima defasagem (Lags)	6	6	6	6

Fonte: Elaboração dos autores

4. Análise dos Resultados

A tabela 2 apresenta os coeficientes de longo prazo dos quatro modelos estimados neste trabalho. Todos os modelos apresentam resíduos adequados, com ausência de autocorrelação serial e heterocedasticidade, e o testes rejeitam a ausência de normalidade. Ademais, o teste Ramsey-RESET indica que as especificações de todos os modelos estão adequadas. O coeficiente de curto prazo que indica a velocidade de ajustamento do modelo ao equilíbrio de longo prazo CointEq(-1), com exceção do modelo II, é bastante significativo e possui sinal negativo, caracterizando segundo, Pesaran and Shin (1999) e Pesaran et al. (2001), uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo.

Os coeficientes estimados apresentaram o sinal esperado, com exceção da variável dummy IPI no modelo II. Os modelos III e IV apresentam significância estatística em todos os coeficientes. Por sua vez, nos modelos I e II, somente as variáveis renda e preço do veículo usado apresentam significância estatística em ambos. A variável preço do veículo novo apresenta significância no modelo I, enquanto a variável crédito não apresenta significância estatística.

Em relação aos coeficientes estimados, podemos considerar que a demanda de veículos novos é elástica em relação à renda, pois as 4 estimações apresentaram os valores dos coeficientes maiores que 1 (Modelo I = 2.231688, Modelo II = 3.019373, Modelo III = 1.131381 e Modelo IV = 1.008741), revelando que o veículo novo é um bem normal, pois uma variação percentual na renda provoca uma variação da quantidade demandada na mesma direção, ou seja, quanto maior a renda maior o consumo deste bem. O modelo IV mostra que uma variação de 1 ponto percentual na renda, tudo o mais constante, provoca uma variação de 1.008741% na demanda de veículos novos no longo prazo, ou seja, o aumento da renda tem impacto proporcional sobre a demanda por veículos.

A demanda de veículos novos apresentou-se inelástica às alterações no crédito para aquisição de bens veículos por pessoa física (Modelo I = 0.045547 e Modelo II = 0.090256), ambos os coeficientes sem significância estatística. Contudo, segundo dados da ANEF (Associação Nacional das Empresas Financeiras das Montadoras) de 2016, 50% dos clientes brasileiros adquirem seus veículos novos por meio de financiamento. Por sua

vez, a taxa de juros apresentou significância estatística no modelo III e IV. A taxa de juros representa o custo do crédito para o consumidor, e desta forma, um aumento da taxa de juros reduz a demanda por veículos novos. Os coeficientes encontrados (Modelo III = -0.519604 e Modelo IV = -0.51571), indicam que a demanda por carros novos não é elástica à taxa de juros. Desta forma, é possível observar a pequena resposta da demanda por veículos novos ao crédito no período observado.

Tabela 2 – Estimações por ARDL, variável dependente: Demanda de veículos novos

ARDL				
Variável Dependente: Demanda de Veículos Novos				
Séries / Constante/ Dummy	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Significâncias dos Coeficientes de Longo Prazo dos Modelos				
Constante	-16.73698**	-33.97875**	-0.990838	1.180211
	(8.230471)	(17.387095)	(2.795188)	(2.433647)
	[-2.033539]	[-1.954251]	[-0.354480]	[0.484956]
ln_renda	2.231688***	3.019373***	1.131381***	1.008741***
	(0.676185)	(1.167251)	(0.155413)	(0.126935)
	[3.300412]	[2.586739]	[7.279829]	[7.946924]
ln_credito	0.045547	0.090256		
	(0.241164)	(0.317720)		
	[0.188862]	[0.284072]		
ln_preço_veículos_novos	-2.51812*	-1.159407	-1.90050***	-1.89202***
	(1.385502)	(1.950889)	(0.678963)	(0.586581)
	[-1.817479]	[-0.594297]	[-2.799120]	[-3.225502]
ln_preço_veículos_usados	2.419656***	2.302553**	1.634525***	1.508647***
	(0.820002)	(1.090598)	(0.388798)	(0.322180)
	[2.950792]	[2.111275]	[4.204049]	[4.682624]
ln_taxa_de_juros			-0.51960**	-0.51571***
			(0.104257)	(0.089544)
			[-4.983875]	[-5.759260]
dummy_ipi		-0.447627		0.071739***
		(0.265327)		(0.036202)
		[-1.687077]		[1.981599]
Significâncias dos Coeficientes de Curto Prazo dos Modelos				
CointEq(-1)	-0.11605***	-0.08496**	-0.29902***	-0.34184***
Significâncias Totais dos Modelos				
R2	0.98602	0.986905	0.980528	0.980549
R2 ajustado	0.983836	0.98457	0.977344	0.977649
F_estatístico	451.3954	422.5915	307.9416	338.1736
Prob (F_estatístico)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Estimativas dos Modelos				
Jarque-Bera	0.6368	0,4369	0.6692	0.7271
Autocorrelação (LM Test)	0.9249	0.2795	0.3416	0.4832
Heterocedasticidade (ARCH Test)	0.1572	0.1723	0.1049	0.4565
Estabilidade (Especificação)	0.6709	0.3992	0.2727	0.2926

* Nível de Significância de 10% ; ** Nível de significância de 5% ; *** Nível de Significância de 1%
Entre parênteses ( ): Desvio Padrão ; Entre Colchetes [ ]: Estastística t

Fonte: Elaboração dos autores

Comparando os modelos que utilizaram uma medida da oferta de crédito (Modelos I e II) com os modelos que utilizaram uma medida do custo do crédito (Modelos III e IV), podemos observar que os modelos que utilizam a variável taxa de juros, após um choque de curto prazo retornam para relação de equilíbrio de longo prazo com uma velocidade de ajustamento mais rápida: Modelo I (CointEq(-1) = -0.116049), Modelo II (CointEq(-1) = -0.084959), Modelo IIII (CointEq(-1) = -0.299022) e Modelo IV (CointEq(-1) = -0.341841).

Os resultados obtidos mostram que a demanda por veículos novos é elástica em relação às variações do preço deste bem (Modelo I = -2.518121, Modelo II = -1.159407, Modelo III = -1.900499 e Modelo IV = -1.892019), indicando que uma pequena variação no preço causa uma grande variação na quantidade demandada. Analisando o modelo IV verificamos que uma variação de 1 ponto percentual nos preços dos veículos novos hoje, tudo o mais constante, provocará uma variação de -1.892019% na demanda de veículos novos no longo prazo, ou seja, ocorre, aproximadamente, a transmissão de 189% da variação dos preços dos veículos novos para a demanda de veículos novos no longo prazo.

De acordo com a teoria microeconômica, a elasticidade-preço cruzada da demanda mede a reação, em termos de variação percentual, da quantidade demandada de um determinado bem, em função de uma variação percentual no preço de outro bem. Quando a quantidade demandada de um bem e o preço do outro bem movem-se na mesma direção, a elasticidade-preço cruzada da demanda é positiva, indicando tratar-se de um bem substituto. Quando a variação da quantidade demandada de um bem e o preço do outro bem movem-se em direções opostas, a elasticidade-preço cruzada da demanda é negativa, indicando tratar-se de um bem complementar.

Os resultados das estimações indicam que existe o efeito substituição causado pelo uso dos veículos usados em lugar dos veículos novos. A elasticidade-preço cruzada entre os veículos novos e usados obteve coeficientes maiores que 1 (Modelo I = 2.419656, Modelo II = 2.302553, Modelo III = 1.634525 e Modelo IV = 1.508647) indicando que o veículo usado é um substituto em relação aos veículos novos. Analisando o modelo IV verificamos que uma variação de 1 ponto percentual nos preços dos veículos usados, tudo o mais constante, provocará uma variação de 1.508647% na demanda de veículos novos no longo prazo.

Em modelos com regressores dinâmicos a análise de estabilidade é de fundamental importância para dar robustez aos coeficientes estimados. Desta forma, apresentamos na figura 1 os testes CUSUM (Soma cumulativa do resíduo recursivo) e CUSUMSQ (Resíduos quadrados), propostos por Brown et al. (1975), referentes aos 4 modelos estimados. Os testes indicam, que no geral, os coeficientes se comportam de maneira estável. A única ressalva ocorre no modelo III, no qual um breve período, durante a crise do *subprime*, se encontra fora do intervalo de confiança. No modelo IV, que inclui a variável qualitativa da política anticíclica implementada, é observado a estabilidade dos coeficientes durante toda a amostra.

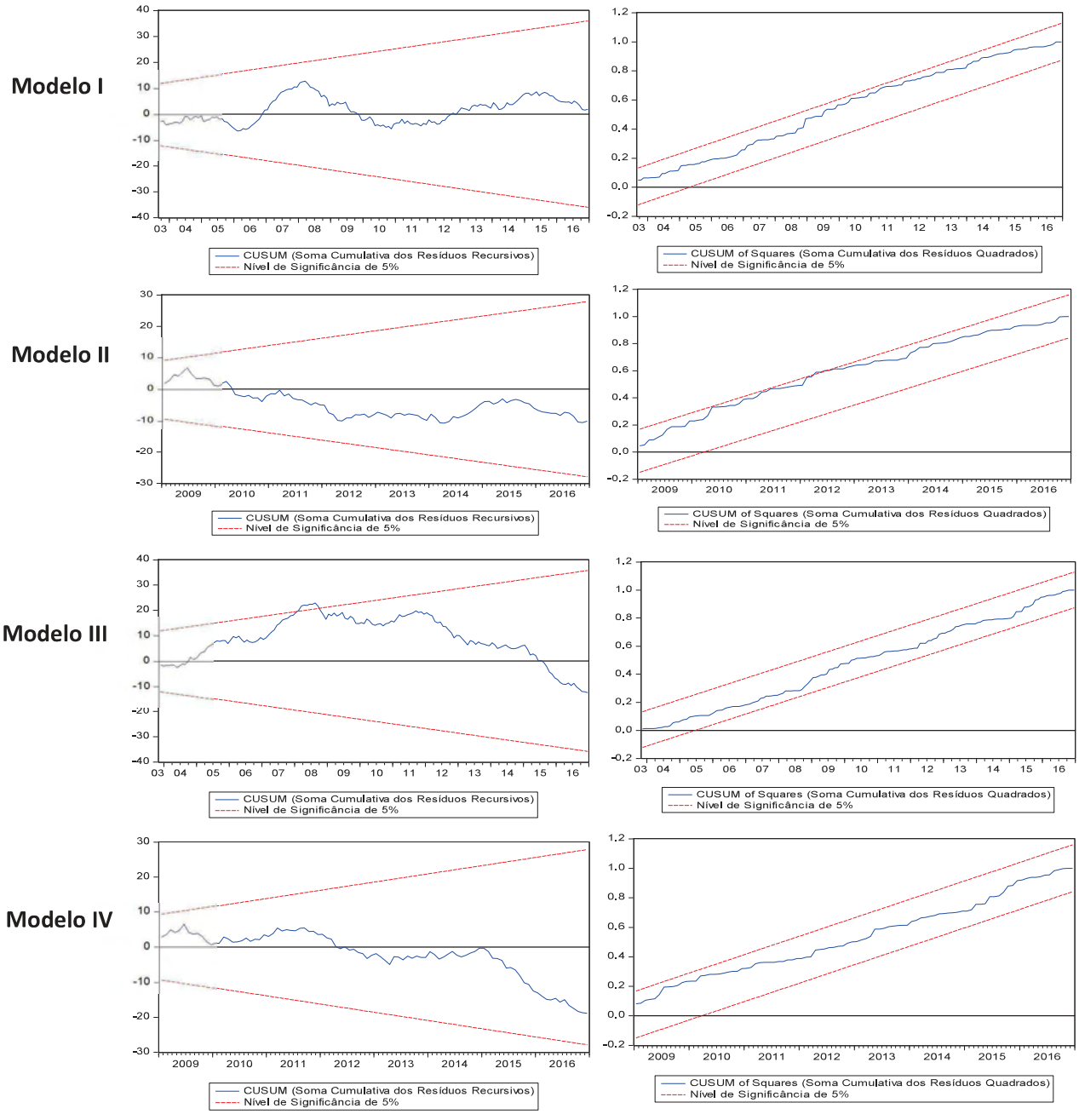
5. Análise Comparativa

Visando à comparação com outras pesquisas desenvolvidas sobre o mesmo tema no Brasil, utilizaremos como referência a tabela 3 que sumariza os principais resultados encontrados na literatura nacional. Podemos observar que em sua grande maioria, os trabalhos têm periodicidade dos dados mensal, ocorrendo apenas um caso com período de estudo trimestral e outro anual.

Esta pesquisa contribui para literatura ao fornecer evidências, por meio de análises empíricas (ARDL), que o veículo usado é um bem substituto perfeito do veículo novo. O

que pode levar o consumidor a ter preferência pelo veículo novo seriam as variáveis socioculturais como o efeito-demonstração e o status, que depende muito da função utilidade de cada consumidor, que deseja sempre maximizar a sua satisfação em função da renda disponível.

Figura 1 – CUMSUM e CUMSUMSQ



Fonte: Elaboração dos autores

Outra forma de visualizar este efeito de substituição é quando o consumidor utiliza o veículo usado como entrada na compra do veículo novo, pois quanto maior o preço do veículo usado, menor será o desembolso para efetivação da transação aumentando, desta forma, a demanda por veículos novos.

Tabela 3 – Elasticidades encontradas nas pesquisas dos autores nacionais

AUTORES	ELASTICIDADES					DADOS	
	Renda	Crédito	Preço Veículos Novos	Preço Veículos Usados	Taxa de Juros	Periodicidade	Período
Presente Estudo (Modelo I)	2.231	0.045	-2.518	2.419	N.C.	Mensal	2001-2016
Presente Estudo (Modelo II)	3.019	0.09	-1.159	2.302	N.C.	Mensal	2001-2016
Presente Estudo (Modelo III)	1.131	N.C.	-1.9	1.634	-0.519	Mensal	2001-2016
Presente Estudo (Modelo IV)	1.008	N.C.	-1.89	1.508	-0.515	Mensal	2001-2016
CNI (1960)	N.C.	N.C.	N.C.	N.C.	N.C.	Anual	1956-1960
Baumgarten Jr (1972)	6.2811	N.C.	-1.892	N.C.	N.C.	Trimestral	1960-1967
De Negri (1998)	1.5	N.C.	-0.66	N.C.	N.C.	Mensal	1990-1996
Roitman et al. (2009)	2.553	0.384	-2.841	N.C.	N.C.	Mensal	2003-2009
Habib (2009)	N.C.	N.C.	-1.212	N.C.	N.C.	Mensal	1999-2009
Alvarenga et al. (2010)	4.417	1.176	-2.529	N.C.	N.C.	Mensal	2002-2009
Fauth et al. (2011)	1.19	0.35	1.3	-2.01	-0.27	Mensal	1996-2008
UEDA (2012)	0,114	N.C.	N.C.	N.C.	N.C.	Mensal	1995-2010
Villela (2014)	1.633	0.13	0.09	N.C.	N.C.	Mensal	2000-2014
Sonaglio e Jean(2015)	1.8664	0.085	-0.827	N.C.	N.C.	Mensal	2002-2012

Fonte: Elaboração dos autores. *Nota:* N.C. significa não calculada.

Na revisão de literatura considerando somente trabalhos para o Brasil, apenas o estudo da Fauth *et al*. (2011) analisa o efeito substituição do veículo novo pelo veículo usado. Conforme consta da tabela 3, foi encontrado o valor negativo para o coeficiente do preço do veículo usado (-2.01), caracterizando que o veículo usado seria um bem complementar ao veículo novo.

Com relação à renda, com exceção de Ueda (2012), todos os demais encontraram a demanda de veículos novos elástica em relação a renda, sinalizando que os consumidores podem viver sem estes bens enquanto as suas rendas forem baixas.

Os resultados encontrados para as elasticidades do crédito em relação a demanda de veículos novos neste trabalho estão de acordo com os valores das pesquisas nacionais anteriores. A única exceção é o trabalho de Alvarenga *et al*. (2010) que estima uma demanda de veículos novos elástica em relação ao crédito. Os resultados encontrados para as elasticidades da taxa de juros em relação a demanda de veículos novos estão de acordo com o valor obtido por Fauth *et al*. (2011). No longo prazo, a demanda de veículos novos é inelástica em relação taxa de juros.

Nossos resultados indicam que a demanda de veículos novos é elástica em relação aos preços dos veículos novos, em linha com a maioria dos trabalhos precedentes. Este resultado sugere que os consumidores são sensíveis às mudanças ocorridas nos preços destes bens, pois com o aumento dos preços eles procuram outro serviço de transporte. Como exceção, podemos citar os trabalhos de De Negri (1998) e Sonaglio e Jean (2015), que encontraram a demanda de veículos novos inelástica em relação aos preços dos veículos novos e Fauth et al. (2011) e Vilella (2014) que encontraram valores positivos para os coeficientes das variáveis explicativas preços dos veículos novos.

Com relação a variável dummy IPI incluída como regressor no modelo econométrico para captar os efeitos da política fiscal anticíclica implementada pelo governo brasileiro para limitar a recessão neste setor durante a crise subprime, após a estimação, o sinal positivo encontrado indica evidências de que houve um acréscimo nas vendas de veículos novos no período dezembro/2008 a dezembro/2011 devido aos

incentivos fiscais. Podemos citar outras pesquisas realizadas que utilizaram variáveis dummies para captar o mesmo efeito em períodos diferentes e estimaram os seguintes acréscimos na demanda de veículos novos: Roitman *et al*. (2009) - janeiro/2009 a junho/2009 (13,4%), Alvarenga et al. (2010) - janeiro/2009 a novembro/2009 (20,7%), Nicolas Habib (2009) - dezembro/2008 a agosto/2009 (35%), Sonaglio e Jean (2015) - maio/2012 a dezembro/2012 (31,07%).

Em resumo, os resultados das elasticidades das demandas de veículos novos encontradas neste trabalho estão coerentes com os trabalhos prévios realizados para o Brasil. É importante destacar que os valores variam em função das seguintes diferenças: variáveis independentes utilizadas nos modelos econométricos, métodos de estimação dos modelos econométricos, deflatores das variáveis, formas funcionais dos modelos econométricos, dados utilizados, tamanho das amostras, períodos de estudos, entre outros.

5. Conclusão

Esta pesquisa abordou, por meio do modelo ARDL, o lado da demanda da indústria automobilística brasileira. O estudo focou na investigação das elasticidades da demanda de veículos novos em relação às seguintes variáveis explicativas: renda, crédito, preço dos veículos novos, preços dos veículos usados e taxa de juros, que são os principais determinantes da demanda de veículos novos. Ademais, foi utilizada como variável independente uma *dummy* para captar a eficácia da política anticíclica implementada pelo governo brasileiro durante a crise *subprime*.

A utilização de séries temporais permitiu calcular as elasticidades das variáveis explicativas para demanda de veículos novos no longo prazo, e as velocidades com que estas variáveis se ajustam no longo prazo. Foi analisado através do Modelo IV (ARDL) que após um choque de curto prazo o modelo retorna para relação de equilíbrio de longo prazo na velocidade de ajustamento de, aproximadamente, 34,2% ao mês. Significando que a demanda de veículos novos apresenta uma rápida dinâmica de longo prazo.

Os resultados indicaram que a demanda de veículos novos é elástica em relação à renda e ao preço do veículo novo. Estes dados podem auxiliar os formuladores de políticas públicas do país na aplicação de medidas anticíclicas da economia durante períodos recessivos. Como existe dificuldade de aplicar uma política que afete a renda per capita das famílias e os lucros das empresas, a alternativa é uma política que influencie o preço dos automóveis novos. Uma vez que a demanda é elástica ao preço, políticas que reduzam os preços dos veículos novos serão eficazes, como a redução do IPI durante a crise do *subprime*.

Foi observado também que o veículo novo é um bem normal, já que uma variação percentual na renda provoca uma variação da quantidade demandada na mesma direção, ou seja, quanto maior a renda maior o consumo de veículos novos. Os resultados também indicaram que a demanda de veículos novos é inelástica em relação as alterações no crédito e na taxa de juros.

O principal resultado e contribuição deste trabalho é a estimação de uma elasticidade preço-cruzada da demanda por veículos novos em relação ao preço dos veículos usados positiva. Este resultado está adequado com a teoria microeconômica convencional e difere dos resultados já encontrados na literatura. Ademais, a inclusão de outras categorias de automóveis (ônibus e caminhões) para verificar se o mercado também apresenta elasticidade preço-cruzada com o preço do veículo usado positiva é uma indicação de pesquisas futuras. Por fim, devido à ampliação dos meios de transportes alternativos, considerando a ferramenta UBER e a locação de automóveis, outro possível

avanço nesta área de pesquisa é checar o efeito do preço e da ampliação destes serviços sobre a demanda por carros.

6. Referências Bibliográficas

ALVARENGA, G. V. *et al*. Políticas anticíclicas na indústria automobilística: uma análise de cointegração dos impactos da redução do IPI sobre as vendas de veículos. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2010.

Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores – ANFAVEA, Anuário da Indústria Automobilística Brasileira – 2016. http://www.anfavea.com.br/

Associação Nacional das Empresas Financeiras das Montadoras – ANEF, Boletim Anual 2012. http://www.anef.com.br/dados-estatisticos.html

BAUMGARTEN JR, Alfredo Luiz. Demanda de automóveis no Brasil. Revista Brasileira de Economia, v. 26, n. 2, p. 203-297, 1972.

BROWNN, R. L., Durbin, J. & Evans, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relations over time. Journal of the Royal Statistics Society, 37, 149-192, 1975.

Confederação Nacional da Indústria. Análise e Perspectiva da Indústria Automobilística.1960.

CHOW. G. C. Demand for automobiles in lhe United Stales. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1957.

DE NEGRI, J. A. Elasticidade-renda e elasticidade-preço da demanda por automóveis no Brasil. Brasília: Ipea (Texto para Discussão, n. 558), 1998.

DYCKMAN, t. r. An Aggregate-Demand Model for Automobiles. The Journal of Business, v. 38, n. 3, p. 252-266, Julho de 1965.

FAUTH, K. M.; MORAIS, IAC; CLEZAR, R. V.. O mercado de automóveis, Ônibus e Caminhões no Brasil, 1996-2008. ANPEC XXXVII Encontro Nacional de Economia, 2011.

HABIB, N. Determinantes da demanda por automóveis no Brasil. Trabalho de Conclusão de Curso., Insper - IBMEC, São Paulo, 2009.

PESARAN, M., Shin, Y. An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. In: S. Strom, (ed) Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium, Cambridge University Press, Cambridge, 1999.

PESARAN, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationship. Journal of Applied Economics 16 (3), 289-326, 2001.

ROITMAN, F., JOÃO, S. "Impactos da Redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) de Automóveis." São Paulo: IPEA (2009).

ROOS, C. F., and SZELISKI, V. "Factors Governing Changes in Domestic Automobile Demand," The Dynamic of Automobile Demand. New York: General Motors Corporation, 1939, pp. 20-95.

SONAGLIO, C. M.; JEAN S. F. Impactos da redução do imposto sobre bens industrializados nas vendas de veículos automotores. Estudos do CEPE, n. 42, p. 61-77, 2015.

SUITS, DANIEL B. "The Demand for New Automobiles in the United States 1929 1956," Review of Economics and Statistics, XL (August, 1958), 273-80.

UEDA, T. V. A. A entrada dos veículos comerciais leves chineses: uma ameaça à hegemonia das grandes marcas?. Journal of Transport Literature, São José dos Campos - SP – Brazil, Vol. 7, n. 1, pp. 83-102, 2013

VILLELA, B. A. M. Demanda por veículos novos no Brasil, uma análise robusta a quebras estruturais. Dissertação de M.Sc., Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2014.

WYKOFF, F. C. A User Cost Approach to New Automobile Purchases. The Review of Economic Studies, v.40, n. 3, p. 377-390, Julho de 1973.

7. Apêndice

Tabela A.1

	LN_DEMANDA	LN_RENDA	LN_CREDITO	LN_TAXA_JUROS	LN_PN_DEF	LN_PV_DEF	NOVA_DUMMY_IPI
Mean	12.155	12.860	15.722	0.031	5.124	5.062	0.193
Median	12.171	12.896	15.784	0.025	5.185	5.204	0.000
Maximum	12.866	13.280	16.544	0.745	5.307	5.391	1.000
Minimum	11.418	12.256	14.749	-0.629	4.805	4.400	0.000
Std. Dev.	0.372	0.328	0.434	0.297	0.165	0.312	0.395
Skewness	-0.155	-0.332	-0.417	-0.004	-0.499	-0.656	1.558
Kurtosis	1.705	1.688	2.163	2.490	1.675	1.982	3.428
Jarque-Bera	14.188	17.299	11.172	2.082	22.033	22.065	79.158
Probability	0.001	0.000	0.004	0.353	0.000	0.000	0.000
Sum	2333.689	2469.171	3018.536	6.044	983.887	971.929	37.000
Sum Sq. Dev.	26.374	20.547	35.985	16.797	5.225	18.612	29.870
Observations	192.000	192.000	192.000	192.000	192.000	192.000	192.000

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela A.2 Testes de raiz unitária (ADF, PP e KPSS)

Séries	ADF				PP				KPSS			
	t-stat	p-valor	forma	Lag	t-stat	p-valor	forma	bw	t-stat	1%	forma	bw
ln_demanda_veiculos_novos	0.067232	0.7030	N	4	-2.055	0.2633	C	29	0.327312	0.21600	CT	10
d_ln_demanda_veiculos_novos	-16.339	0.000	N	1	-22.833	0.000	N	25	0.14666	0.21600	CT	62
ln_renda	1.194	1.0000	N	2	4.302	1.000	N	14	0.32171	0.21600	CT	11
d_ln_renda	-14.277	0.000	CT	1	-20.725	0.000	CT	8	0.52970	0.73900	C	14
ln_credito	0.338	0.782	N	1	-1.732	0.414	C	8	0.31938	0.216000	CT	10
d_ln_credito	-19.478	0.000	N	0	-19.983	0.000	N	2	0.06661	0.21600	CT	15
ln_preço_veículos_novos	-1.646	0.771	CT	3	-1.380	0.864	CT	8	0.34007	0.21600	CT	11
d_ln_preço_veículos_novos	-5.144	0.000	CT	2	-10.931	0.000	CT	7	0.09078	0.216000	CT	8
ln_preço_veículos_usados	-1.460	0.840	CT	3	-1.618	0.782	CT	8	0.40019	0.21600	CT	11
d_ln_preço_veículos_usados	-4.946	0.000	CT	2	-11.644	0.000	CT	7	0.08575	0.21600	CT	8
ln_taxa_de_juros	-2.311	0.021	N	4	-1.587	0.106	N	4	0.24956	0.21600	CT	10
d_ln_taxa_de_juros	-5.252	0.000	N	2	-18.887	0.000	N	8	0.12454	0.21600	CT	2

Fonte: Elaboração dos autores. *Nota:* C denota constante. T denota tendência. N denota ausência de ambos. Bw denota Bandwidth.

Cartel Screening in the Brazilian Retail Fuel Market

Douglas Sad Silveira[a], Silvinha Vasconcelos[b], Paula Bogossian[c]

[a]*Department of Economics, Federal University of Juiz de Fora, Brazil.*
[b]*Department of Economics, Federal University of Juiz de Fora, Brazil.*
[c]*Department of Economic Studies, Administrative Council for Economic Defense, Brazil.*

Abstract

This article aims to contribute to the challenges and pitfalls faced by the Brazilian Administrative Council for Economic Defense (CADE) in the identification process of anti-competitive market behavior. We propose two econometric models to select possible cases to be investigated: (i) The Markov-Switching GARCH (MSGARCH) Models; (ii) The Local Gaussian Correlation (LGC) approach. We compare both models. Our results indicates that the LGC model, based on the correlation of the resale price margin and variability of prices, may indicate a biased estimation of the likelihood that a market is practicing cartel. The MSGARCH model, based only on the log deviation of the gasoline sale price showed a better accuracy in cartel detection.

Keywords: Cartel filter, price dynamics, retail fuel market
JEL classification: JEL L41 · JEL L95 · JEL C22 · JEL C63

Resumo

Este artigo busca contribuir com o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) na identificação de comportamento anticompetitivo no mercado de varejo de gasolina. Dois modelos econométricos para selecionar casos a serem investigados são propostos: (i) Markov-Switching GARCH (MSGARCH); (ii) Correlação Gaussiana Local (CGL). Comparando-se os dois modelos, há indícios de que o CGL, baseado na correlação da margem de preço de revenda e na variabilidade de preços, pode viesar a probabilidade de um mercado estar cartelizado. O modelo MSGARCH, baseado apenas no log-desvio do preço de venda da gasolina, mostrou-se melhor na detecção de cartéis.

Palavras-chave: Filtros de Cartel, dinâmica de preços, mercado de gasolina

1. Introduction

Frequently, gasoline markets are accused of cartel formation. Given the persistence of anti-competitive behavior in the industry, the best way to investigate and identify them are

Email address: douglas.sadsilveira@gmail.com (Douglas Sad Silveira)

relevant issues. In an environment where the number of complaints and suspicions of cartels is increasing and, given the restriction of resources available for beginning an investigation, the econometric methods of screening and filtering are useful tool. As we can see in [17], these problems in cartel identification have led to a prominent new field of research in the last decades, but there is still no universal method in Economics that allows to infer about the existence of cartel in a certain market. In this sense, the economic evidence is insufficient, maintaining the need for a criminal investigation. However, the econometric filters may reduce the authorities' search effort by ordering the most likely candidates for the cartel.

One of the key variables used to chart the behavior of cartels, capable of transmitting information about the functioning of the market and its strategic decisions, is the retail price. There are several works following this line in the recent literature[1]. In light of these contributions, this paper aims to collaborate with the Brazilian Administrative Council for Economic Defense (CADE) in the analysis of behavioral patterns of cartelized markets, as well as in the task of distinguishing them from competitive behavior.

In order to achieve our objective, we apply both the MSGARCH and the LGC models for screening and filtering markets with greater indications of cartel. To the best of our knowledge this is the first paper that empirically evaluate the performance of a MSGARCH model in the Brazilian retail gasoline market. Specifically, our objective is to analyze the market behavior of the following cities: (i) Brasília (DF), the federal district of Brazil; (ii) Goiânia (GO), a city in the vicinity of Brasília; (iii) Rio de Janeiro (RJ) and (iv) São Paulo (SP). We use continuous weekly price data provided by ANP[2] between 2014 and 2017. The choice of these cities is justified by their relevance in the market. In addition, the city of Brasília was recently judged and condemned by CADE for cartel practice. Thus, we have a good way of evaluating the accuracy of the proposed models in identifying cartels.

In this regard, our research is related to cartel detection through dynamic pricing. As reported in [26] and in [42], economists widely apply this methodology in the attempt to generate patterns of collusive behavior and, from then on, to formulate and validate an specific hypotheses, in order to distinguish a competitive pattern from the collusive one. The seminal contribution in this field of research came from [32], where the authors provide a game theoretic foundations for the classic kinked demand curve equilibrium and Edgeworth cycle. The analysis is based on a model in which firms take turns choosing prices. By using the Markov perfect equilibrium (MPE) concept, they conclude that a firm's move in any period depends only on the other firm's current price.

Using a Markov-switching regression model to estimate both prevalence and structural characteristics of the pricing patterns, [34] analyzes dynamic pricing in 19 Canadian cities over 574 weeks. The author find that sticky-pricing (cycles) are more prevalent when there are few (many) small firms. As shown in [29], the role of price leadership in coordinating price increases in cycling retail gasoline markets in the U.S. The author conclude that the first price increases tend to stem from retail chains that operate a large number of stations.Furthermore, [15] use weekly station-level price data from before and after the cartel's

[1]Please see the discussion presented in [16], [2], [17], [13], [27], [26], [21].

[2]National Agency of Petroleum, Natural Gas and Bio-fuels: http://www.anp.gov.br.

collapse to compare pricing behavior in stations affected and unaffected by the investigation. The conclusion is that the collusion is associated with asymmetric price adjustments and high margins.

In addition, following the arguments presented in [39], we use price series rather than margin because there is an ambiguity[3] in the reasons behind the behavior that sustains the cartels. For example, if the profit margin decreases, how can you be sure that this is not a period of punishment after some firm has cheated a cartel agreement? So, the decrease in profit margin should not be seen merely as an indicator of competition, since firms may be punishing those who deviated. To sum up, in one hand, cartel can lead to an increase in the profit margin. In the other hand, it may have a punishment phase with lower profits, but still this will be anti-competitive behavior. We can say that this aspect is a limitation in the methodology of the antitrust authority if the data is restricted in a short period of time.

Other behavioral issues of economic agents may affect the price variance in the market under analysis. Firms in collusion can practice parallel price behavior, that is, firms adjust their prices identically and simultaneously, for some common factor[4] of knowledge between them. Such conduct would lead to a similar trajectory of prices among firms, resulting in a low variance[5]. Related to the structural changes in the price series over time, [5], [27] argue that when firms have a low discount rate on future earnings, collusion equilibrium is given with equal prices.

In order to reach our purpose and develop the discussion presented in this introduction, the remainder of this paper is organized as follows. Section 2 describes the methodology and the database. Section 3 brings the results of the empirical analysis. Section 4 presents our conclusions. Section 5 presents the appendix, in which it is possible to find detailed tables with information about the estimation of the models, as well as the validation of some asymptotic properties.

2. Methodology

In this section, we will detail the methodology used to model the behavioral pattern of the gasoline sales market between January 2014 and December 2017 in Brasília (DF), Goiânia (GO), Rio de Janeiro (RJ) and São Paulo (SP). First, we will describe the Markov-Switching Model, in line with [23] and [11]. In sequence, we will explain the Local Gaussian Correlation approach, as proposed by [37].

2.1. Price Volatility with Markov-Switching GARCH Models

A way to address the switch of model's behavior is provided by Markov–switching GARCH models (MSGARCH) whose parameters can change over time according to a dis-

[3]Theoretically, the stability of the cartel depends on the ability of firms to detect and punish the defectors. To implement the punishment mechanism, cartelized firms can reduce price and, consequently, profit margin. However, this behavior of reduction of the retail price is compatible with that expected in a market environment in which there is an effective competition - without collusion of the firms.

[4]Such as identical mark-ups, price levels.

[5]We highlight the following literature: [30], [36], [35].

crete latent (i.e., unobservable) variable. According to [31] and [4], these models can quickly adapt to variations in the unconditional volatility level, which improve the inference and prediction of the variable of interest. To verify how well this model is able to capture the characteristics of the market evaluated in this article, we perform a large-scale empirical analysis in which we compare the estimation of the price volatility behaviour of single-regime and Markov-switching GARCH models.

For single-regime and Markov-switching specifications, the scedastic[6] specifications we consider account for different reactions of the conditional volatility to past price variations. More precisely, we consider the symmetric GARCH model [10], as well as the asymmetric GJR model, proposed by [20]. These scedastic specifications are integrated into the MSGARCH framework with the approach of [23]. For the (regime-dependent) conditional distributions, we use the symmetric and the [19] skewed versions of the Normal and Student-t distributions.

To better evaluate the impact of the estimation method on the performance of our MSGARCH[7] model, we will consider both the maximum likelihood[8] (ML) technique and the Bayesian[9] approach. Several recent studies have shown the advantages of the Bayesian approach. Markov chain Monte Carlo (MCMC) procedures can explore the joint posterior distribution of the model parameters, and parameter uncertainty is naturally integrated into the volatility forecasts via the predictive distribution.

2.2. MSGARCH Model Specification

Let p_t denote the gasoline sales price (per liter) in the retail market at time t. Then, the price variation between t and $t-1$, which is our variable of interest, y_t is given by

$$y_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \approx log(p_t) - log(p_{t-1}).$$

We thus assume the following conditions: $E[y_t] = 0$ and $E[y_t y_{t-\ell}] = 0$ for $\ell \neq 0$ and all $t > 0$. The General Markov-Switching GARCH specification can then be expressed as:

$$y_t | (s_t = k, \mathcal{I}_{t-1}) \sim \mathcal{D}(0, h_{k,t}, \xi_k), \tag{1}$$

where $\mathcal{D}(0, h_{k,t}, \xi_k)$ is a continuous distribution with zero mean, time-varying variance $h_{k,t}$, and additional shape parameters gathered in the vector ξ_k[10]. The integer-valued stochastic variable, s_t, defined on the discrete space $1, ..., K$ characterizes the MSGARCH model. We define the standardized innovations as

$$\eta_{k,t} \equiv \frac{y_t}{\sqrt{h_{k,t}}} \overset{iid}{\sim} \mathcal{D}(0, 1, \xi_k).$$

[6] Conditional variance.

[7] R package `MSGARCH` developed by [12].

[8] See [23], [31] and [6].

[9] See [3], [7] and [8].

[10] As explained below, the parametric formulation of the conditional distribution $\mathcal{D}(0, h_{k,t}, \xi_k)$ can be different across regimes. In this case, the notation $\mathcal{D}(0, h_{k,t}, \xi_k)$ would be more appropriate. The same applies for the $h(\cdot)$ function in (2). We keep the simpler notation to improve readability.

2.2.1. State Dynamics, First-order Markov Chain and Independent States

Following [12], we implement two approaches to the dynamics of the state variable, namely the assumption of a first-order ergodic homogeneous Markov chain which characterizes the Markov-switching GARCH model presented by [23], and the assumption of independent draws from a multinomial distribution which characterizes the Mixture of GARCH models developed by [22].

For the first-order Markov-chain we assume that s_t evolves according to an unobserved first-order ergodic homogeneous Markov chain with $K \times K$ transition probability matrix $\mathbf{P}$:

$$\mathbf{P} \equiv \begin{bmatrix} p_{1,1} & \cdots & p_{1,K} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{K,1} & \cdots & p_{K,K} \end{bmatrix},$$

where $p_{i,j} \equiv \mathsf{P}[s_t = j | s_{t-1} = i]$ is the probability of a transition from state $s_{t-1} = i$ to state $s_t = j$. It is quite intuitive that the following constraints hold: $0 < p_{i,j} < 1 \; \forall i, j \in \{1, ..., K\}$, and $\sum_{j=1}^{K} p_{i,j} = 1$, $\forall i \in \{1, ..., K\}$. In (1) we denote by $\mathcal{I}_{t-1}$ the information set observed up to time $t-1$, that is, $\mathcal{I}_{t-1} \equiv \{y_{t-i}, i > 0\}$. Given the parametrization of $\mathcal{D}(\cdot)$, we have $E[y_t^2 \, t = k, \mathcal{I}_{t-1}] = h_{k,t}$, that is $h_{k,t}$ is the variance of y_t conditional on the realization of $s_t = k$.

A related specification about the independent states has been also introduced by [22] and is referred to as the Mixture of GARCH. In this case, we assume that s_t is sampled independently over time from a Multinomial distribution with support $\{1, ..., K\}$ and vector of probabilities $\omega = (\omega_1, ..., \omega_K)^{\mathsf{T}}$, that is, $\mathsf{P}[s_t = k] = \omega_k$. We have that the same parametric formulation of (1) with K separate GARCH-type models defined for each component of the mixture[11].

2.2.2. Conditional Variance Dynamics

The conditional variance of y_t is assumed to follow a GARCH-type model. Hence, conditionally on regime $s_t = k, h_{k,t}$ is avaiable as a function of the past observation, y_{t-1}, past variance, $h_{k,t-1}$, and the additional regime-dependent vector of parameters θ_k:

$$h_{k,t} \equiv h(y_{t-1}, h_{k,t-1}, \theta_k), \tag{2}$$

where $h(\cdot)$ is a $\mathcal{I}_{t-1}$-measurable function that defines the filter for the conditional variance and also ensures its positiveness. In the MSGARCH package developed by [12], the initial values of the variance recursions, that is $h_{k,1}(k = 1, ..., K)$, are set equal to the unconditional variance in regime k. Depending on the form of $h(\cdot)$, we obtain different scedastic specifications in order to reduce model complexity. Finally, when $K = 1$, we recover single-regime GARCH-type models identified by the form of $h(\cdot)$. Below, we briefly present the scedastic specifications of the MSGARCH models.

[11]The Mixture of GARCH model presented in [22] allows for interactions between the mixture component variances.

2.2.3. ARCH Model

The ARCH model presented by [18] is given by:

$$h_{k,t} \equiv \alpha_{0,k} + \alpha_{1,k} y_{t-1}^2,$$

for $k = 1, ..., K$. In this case, $\theta_k = (\alpha_{0,k}, \alpha_{1,k})^\mathsf{T}$. It is necessary that $\alpha_{0,k} > 0$ and $\alpha_{1,k} \geq 0$ to ensure positive values. Covariance-stationarity in each regime is obtained by requiring that $\alpha_{1,k} < 1$.

2.2.4. GARCH Model

The GARCH model presented by [10] is given by:

$$h_{k,t} \equiv \alpha_{0,k} + \alpha_{1,k} y_{t-1}^2 + \beta_k h_{k,t-1},$$

for $k = 1, ..., K$. In this case, $\theta_k = (\alpha_{0,k}, \alpha_{1,k}, \beta_k)^\mathsf{T}$. It is necessary that $\alpha_{0,k} > 0$ and $\alpha_{1,k} > 0$ and $\beta_k \geq 0$ to ensure positive values. Covariance-stationarity in each regime is obtained by requiring that $\alpha_{1,k} + \beta_k < 1$.

2.2.5. EGARCH Model

The Exponential GARCH (EGARCH) proposed in [33] is given by:

$$ln(h_{k,t}) \equiv \alpha_{0,k} + \alpha_{1,k}(|\eta_{k,t-1}| - E[|\eta_{k,t-1}|]) + \alpha_{2,k} y_{t-1} + \beta_k ln(h_{k,t-1}),$$

for $k = 1, ..., K$, where the expectation $E[|\eta_{k,t-1}|]$ is taken with respect to the distribution conditional on regime k. In this case, we have $\theta_k = (\alpha_{0,k}, \alpha_{1,k}, \alpha_{2,k}, \beta_k)^\mathsf{T}$. This specification takes into account the so-called leverage effect where past negative observations have a large influence on the conditional volatility than past positive observations of the same magnitude, as reported in [9] and [14]. Positivity is ensured by the model specification. Covariance-stationarity in each regime is obtained by requiring that $\beta_k < 1$.

2.2.6. GJR Model

The GJR model of [20] is also capable to capture asymmetry in the conditional volatility process. This model is given by:

$$h_{k,t} \equiv \alpha_{0,k} + (\alpha_{1,k} + \alpha_{2,k} \mathbb{I}_{\{y_{t-1}<0\}}) y_{t-1}^2 + \beta_k h_{k,t-1},$$

for $k = 1, ..., K$ where $\mathbb{I}.$ is the binary indicator function taking value one if the condition holds, and zero otherwise. In this case, we have $\theta_k = (\alpha_{0,k}, \alpha_{1,k}, \alpha_{2,k}, \beta_k)^\mathsf{T}$. The parameter $\alpha_{2,k}$ controls the degree of asymmetry in the conditional volatility response to the past shock in regime k. To ensure positivity, it is necessary that $\alpha_{0,k} > 0, \alpha_{1,k} > 0, \alpha_{2,k} \geq 0, \beta_k \geq 0$. Covariance-stationarity in each regime is obtained by requiring that $\alpha_{1,k} + \alpha_{2,k} E[\eta_{k,t}^2 \mathbb{I}_{\{\eta_{k,t}<0\}}] + \beta_k < 1$.

2.3. Conditional Distribution

The normal distribution, also known as the Gaussian or standard normal distribution, is the probability distribution that plots all of its values in a symmetrical fashion, and most of the results are situated around the probability's mean. Values are equally likely to plot either above or below the mean. Grouping takes place at values close to the mean and then tails off symmetrically away from the mean. The probability density function (PDF) of the standard Normal distribution is given by:

$$f_N(\eta) \equiv \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\eta^2}, \eta \in \mathbb{R}.$$

The PDF of standardized Student-t distribution is given by:

$$f_s(\eta; \upsilon) \equiv \frac{\Gamma(\frac{\upsilon+1}{2})}{\sqrt{(\upsilon-2)\pi}\Gamma(\frac{\upsilon}{2})} \Big(1 + \frac{\eta^2}{(\upsilon-2)}\Big)^{-\frac{\upsilon+1}{2}}, \eta \in \mathbb{R}.$$

where $\Gamma(\cdot)$ is the Gamma function. The constraint $\upsilon > 2$ is imposed to ensure that the second order moment exists. The kurtosis of this distribution is higher for lower υ.[12]

The PDF of the standardized generalized error distribution (GED) is given by:

$$f_{GED}(\eta; \upsilon) \equiv \frac{\upsilon e^{-\frac{1}{2}|\eta/\lambda|^\upsilon}}{\lambda 2^{(1+1/\upsilon)}\Gamma(1/\upsilon)}, \lambda \equiv \Big(\frac{\Gamma(1/\upsilon)}{4^{1/\upsilon}\Gamma(3/\upsilon)}\Big)^{1/2}, \eta \in \mathbb{R},$$

where $\upsilon > 0$ is the shape parameter. Special cases of this distribution are obtained for $\upsilon = 1$ (Laplace distribution) and $\upsilon = 2$ (Normal distribution). The Uniform distribution is obtained in the limit $\upsilon \to \infty$.

2.4. MSGARCH Model Estimation

The MSGARCH models can be estimated either by ML or by MCMC (Bayesian) techniques. Both approaches require that the evaluation of the likelihood function. By doing so, let $y \equiv (y_1, ..., y_T)^\intercal$ be the vector of T observations and let $\psi \equiv (\theta_1, \xi_1, ..., \theta_K, \xi_K, P)$ be the vector of model parameters. The likelihood function is:

$$\mathcal{L}_{(MSGARCH)}(\psi|y) \equiv \prod_{t=1}^{T} f(y_t|\psi, \mathcal{I}_{t-1}), \tag{3}$$

where $f(y_t|\psi, \mathcal{I}_{t-1})$ denotes the density of y_t given past observations, $\mathcal{I}_{t-1}$, and model parameters ψ. For MSGARCH, the conditional density of y_t is:

$$f(y_t|\psi, \mathcal{I}_{t-1}) \equiv \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{K} p_{i,j} z_{i,t-1} f_{\mathcal{D}}(y_t|s_t = j, \psi, \mathcal{I}_{t-1}), \tag{4}$$

[12] for $\upsilon = \infty$, the Student-t distribution is equivalent to the Normal distribution.

where $z_{i,t-1} \equiv \mathsf{P}[s_{t-1} = i|\psi, \mathcal{I}_{t-1}]$ represents the filtered probability of state i at time $t-1$ obtained via Hamilton's filter [13] Similary, for the Mixture of GARCH model, the conditional density of y_t is:

$$f(y_t|\psi, \mathcal{I}_{t-1}) \equiv \sum_{j=1}^{K} \omega_j f_{\mathcal{D}}(y_t|s_t = j, \psi, \mathcal{I}_{t-1}). \tag{5}$$

In equations (4) and (5), the conditional density of y_t in state $s_t = k$ given ψ and $\mathcal{I}_{t-1}$ is denoted by $f_{\mathcal{D}}(y_t|s_t = k, \psi, \mathcal{I}_{t-1})$. The ML estimator $\tilde{\psi}$ is obtained by maximizing the logarith of (3)[14]. In the case of MCMC estimation, we follow [4], by combining the likelihood with a diffuse (truncated) prior $f(\psi)$ to build the kernel of the posterior distribution $f(\psi|y)$. As the posterior is of an unknown form (the normalizing constant is numerically intractable), it must be approximated by simulation techniques.For both ML and MCMC estimations, positivity and covariance-stationarity constraints of the conditional variance in each regime are ensured during the estimation. Note that these constraints are stronger than those derived by [23]. However, they allow us to introduce a wider range of conditional variance specifications and distributional assumptions in our model. In the next subsection, we present the Local Gauss Correlation approach. The method is able to suggest the periods where the economic collusion agreement is more likely to have occurred.

2.5. Local Gaussian Correlation

In essence, cartels are unstable - since its participants, at any instant of time, may come to break the agreement, which reduces its lifetime. This way, the observed effect from the profit margin ratio and the resale price variability can occur in short time intervals. In practice, an evaluation that considers only aggregate (or global) measure may despise observations of a collusive behavior for a short period of time, since the whole series was dominated by a pattern of economic competition.

Thus, accordint to [1], a local correlation measure may be used to identify not only whether there are indications of cartelization, but also periods when the cartel may have occurred. The authors, following [37], proposed a local gaussian correlation using local maximum likelihood to evaluate the Brazilian gasoline retail market. Specifically, they propose to consider any random variables (X_1, X_2) with arbitrary bivariate density defined by $f(\mathbf{X})$ and locally set in a neighborhood of $\mathbf{x} = (x_1, x_2)$ following a bivariate normal distribution for each observed point so as to minimize the distance, in the same way as presented in [28]:

$$\int K_{\mathbf{b}}(\Upsilon - \mathbf{x})\{\Psi(\Upsilon, \Theta(\mathbf{x})) - log[\Psi(\Upsilon, \Theta(\mathbf{x}))]f(\mathbf{x})\}^2 d\Upsilon \tag{6}$$

Equation (6) is the distance of Kullback-Leibler between f and $\Psi(\Upsilon, \Theta(\mathbf{x}))$ locally weighted. The term $K_{\mathbf{b}}(\Upsilon - \mathbf{x}) = (b_1 b_2)^{-1} K[b_1^{-1}(\Upsilon_1 - x_1)]K[b_2^{-1}(\Upsilon_2 - x_2)]$ is the product of kernels

[13] See [24] and [25] for details.

[14] A detailed discussion is presented in [11] and in [12].

with bandwidth $\mathbf{b} = (b_1, b_2)$ and $\Psi(\Upsilon, \Theta(\mathbf{x}))$ is a bivariate normal distribution with local density in the form:

$$\Psi(\Upsilon, \Theta(\mathbf{x})) = \frac{1}{2\pi\sigma_1(\mathbf{x})\sigma_2(\mathbf{x})\sqrt{1-\rho(\mathbf{x})^2}} exp\left[- \frac{z(\mathbf{x})}{2(1-\rho(\mathbf{x})^2)} \right], \tag{7}$$

with:

$$\Theta(\mathbf{x}) = (\mu_1(\mathbf{x}), \mu_2(\mathbf{x}), \sigma_1(\mathbf{x}), \sigma_2(\mathbf{x}), \rho(\mathbf{x})), \Upsilon = (\Upsilon_1, \Upsilon_2);$$

and

$$z(\mathbf{x}) = \frac{(\Upsilon_1 - \mu_1(\mathbf{x}))^2}{\sigma_1(\mathbf{x})^2} - \frac{2\rho(\mathbf{x})(\Upsilon_1 - \mu_1(\mathbf{x}))(\Upsilon_2 - \mu_2(\mathbf{x}))}{\sigma_1(\mathbf{x})\sigma_2(\mathbf{x})} + \frac{(\Upsilon_2 - \mu_2(\mathbf{x}))^2}{\sigma_2(\mathbf{x})^2} \tag{8}$$

By maximizing the local log-likelihood function, for bivariate sample jointly independent and identically distributed $X_i = (X_{1,i}, X_{2,i})$ and bandwidth $\mathbf{b} = (b_1, b_2)$, as presented in [37], we have the following equation for $\mathcal{L}_{(LGC)}(X_1, ..., X_n; \Theta_{\mathbf{b}}(\mathbf{x}))$:

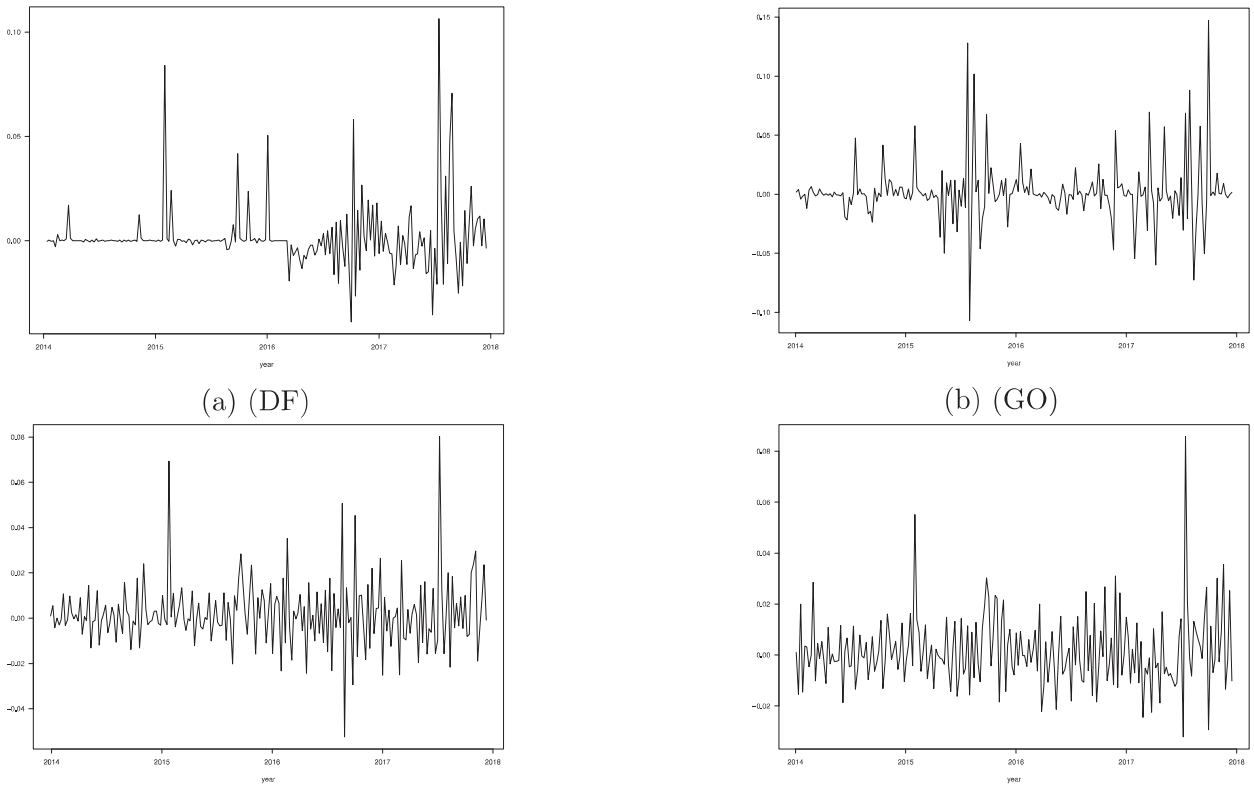
$$\mathcal{L}_{(LGC)}(\cdot) \equiv n^{-1} \sum_{i=1}^{n} K_{\mathbf{b}}(X_i - \mathbf{x}) log\Psi(X_i, \Theta_{\mathbf{b}}(\mathbf{x}) - \int K_{\mathbf{b}}(\Upsilon - \mathbf{x}) Psi(\Upsilon, \Theta(\mathbf{x})) d\Upsilon. \tag{9}$$

On this matter, through equation (9), for $K = \{1, 2\}$, each point observed in the sample has local average $(\mu_k(\mathbf{x}))$, local variance $(\sigma_k(\mathbf{x}))$ and local correlation $(\rho(\mathbf{x}))$. Thus, the choice of the optimum bandwidth is performed by restricting the variance of the parameters so as to be sized by $(nb_1^3 b_2^3)^{-1}$ and the square of bias is constrained by $(b_1^2 + b_2^2)^2$. One of the advantages of this estimator is its flexibility in dealing with models whose correlation is nonlinear. Another advantage is the fact that it does not require a normal distribution of the vector $X_i = (X_{1i}, X_{2i})$. Thus, it is possible to apply the local gaussian correlation approach for the detection of periods where the correlation between the resale price margin series and variability of prices for the fuel market may signalling the presence of collusion.

3. Results

To generate the results presented in this section, our sample period is formed by the log deviation of weekly gasoline sales price in DF, GO, RJ and SP, provided by the Brazilian National Agency of Petroleum, Natural Gas and Bio-fuel (ANP), from January 05, 2014, to December 24, 2017, for a total of 207 observations. The elaboration of the sample plan is important to guarantee that the statistical inference process is verisimilar. As pointed out by [40], to carry out a statistical study by means of sampling it is necessary to know the concept of probabilistic sampling plans, in which all units of the population have a nonzero probability of belonging to the sample[15], and that probability is known or calculable.

[15]By doing so, the information obtained from the data can be generalized to the population, since the random selection guarantees its representativeness and allow us to control possible sample errors. In this sense, it is necessary to choose the best sampling plan for the case studied, as this will have a great influence on the results obtained. However, since there is no precise description of the sample selection process adopted by the agency responsible for data collection, We carefully inform the reader that we are aware of the possible limitations of the statistical estimations made in this study.



(a) (DF)

(b) (GO)

(c) (RJ)

(d) (SP)

Figure 1: Percentage weekly log-deviation of the gasoline sales price in the city of Brasília (a), Goiânia (b), Rio de Janeiro (c) and São Paulo (d) for a period ranging from January 05, 2014, to December 24, 2017, for a total of 207 observations.

3.1. The Best Fitted MSGARCH Model

From figure (1) it is possible to make a first exploratory and descriptive analysis of the data. Note that the time interval selected to adjust the MSGARCH model suggests two different regimes.The first is characterized by a low volatility of the data. The second regime is identified as a period of greater dispersion and variability of the data. This suggests that conditional variance is time-varying according to a regime-switching specification.

3.1.1. Brasília

In order to capture this effect, we exhaustively perform many estimations to fit the best GARCH model to describe the behavior observed in the data. In this way, the model that identified more precisely the two regimes in Brasília is the one with heterogeneous regime, i.e., each regime is characterized by a different conditional volatility. Thus, a GARCH variance specification with a skewed[16] Standardized t- Student (S.t-Student) distribution is assumed in the first regime and a ARCH variance specification with a S.t-Student distribution is

[16]Please see [38] for details.

assumed in the second regime. The model is given by equation (10):

$$\begin{gathered} y_t|(s_t = k, \mathcal{I}_{t-1}) \sim S.t - Student(0, h_{k,t}, \upsilon, \xi), \\ h_{k=1,t} \equiv \alpha_{0,1} + \alpha_{1,1} y_{t-1}^2 + \beta_1 h_{1,t-1}, \\ h_{k=2,t} \equiv \alpha_{0,2} + \alpha_{1,2} y_{t-1}^2. \end{gathered} \tag{10}$$

where $k \in 1, 2$.

3.1.2. Goiânia

The best extension of the MSGARCH model to describe the market behaviour in Goiânia is represented in equation (11). We adjust an EGARCH model with skewed Generalized Error Distribution (SGED) for the first regime ($k = 1$), i.e., the one that suggests a collusive behavior. The second regime ($k = 2$), which may indicate a competitive behavior, follows an ARCH model with skewed normal distribution (SNORM):

$$\begin{gathered} y_t|(s_t = 1, \mathcal{I}_{t-1}) \sim SGED(0, h_{k=1,t}, \upsilon, \xi), \\ ln(h_{k=1,t}) \equiv \alpha_{0,1} + \alpha_{1,1}(|\eta_{1,t-1}| - E[|\eta_{1,t-1}|]) + \alpha_{2,1} y_{t-1} + \beta_1 ln(h_{1,t-1}), \\ y_t|(s_t = 2, \mathcal{I}_{t-1}) \sim SNORM(0, h_{k=2,t}, \upsilon, \xi), \\ h_{k=2,t} \equiv \alpha_{0,2} + \alpha_{1,2} y_{t-1}^2. \end{gathered} \tag{11}$$

3.1.3. Rio de Janeiro

A GJR GARCH variance specification with a skewed Standardized t- Student (S.t-Student) distribution is assumed in each regime for Rio de Janeiro. The model may be written as:

$$\begin{gathered} y_t|(s_t = k, \mathcal{I}_{t-1}) \sim S.t - Student(0, h_{k,t}, \upsilon, \xi), \\ h_{k,t} \equiv \alpha_{0,k} + (\alpha_{1,k} + \alpha_{2,k} \mathbb{I}_{\{y_{t-1}<0\}}) y_{t-1}^2 + \beta_k h_{k,t-1}, \end{gathered} \tag{12}$$

where $k \in 1, 2$.

3.1.4. São Paulo

The best extension of the MSGARCH model to describe the market behaviour in São Paulo is represented in equation (13). We adjust an ARCH model for the first regime ($k = 1$), i.e., the one that suggests a collusive behavior. The second regime ($k = 2$) follows an EGARCH model. A skewed Generalized Error Distribution (SGED) is assumed in each regime:

$$\begin{gathered} y_t|(s_t = k, \mathcal{I}_{t-1}) \sim SGED(0, h_{k,t}, \upsilon), \\ h_{k=1,t} \equiv \alpha_{0,1} + \alpha_{1,1} y_{t-1}^2. \\ ln(h_{k=2,t}) \equiv \alpha_{0,1} + \alpha_{1,1}(|\eta_{2,t-1}| - E[|\eta_{2,t-1}|]) + \alpha_{2,2} y_{t-1} + \beta_2 ln(h_{2,t-1}), \end{gathered} \tag{13}$$

where $k \in 1, 2$.

3.1.5. Comparison Between ML and MCMC Estimations

The ML and MCMC estimations for the cities selected in this article are available in the appendix. In table (1) we summarize the information of the transition matrix and stable probabilities for ML and MCMC estimations. It indicates that the evolution as well as

the persistence of the volatility process is heterogeneous across the two regimes. Indeed, from figures (4) and (5) in the appendix, we first note that the two regimes report different unconditional volatility levels. The persistence of volatility also presents a different behavior between the regimes. Thus, in accordance with equations (10) - (13), the first regime is characterized by low unconditional volatility and low persistence of the volatility process. Differently, the second regime is characterized by high unconditional volatility and high persistence of the volatility process. In this sense, regime one may be perceived as a cartel behavior, while regime two may be perceived as a competitive behavior.

Transition Matrix - ML Estimation								
	Brasília		**Goiânia**		**Rio de Janeiro**		**São Paulo**	
	t−1|k=1	t+1|k=2	t+1|k=1	t−1|k=2	t+1|k=1	t+1|k=2	t+1|k=1	t+1|k=2
t|k=1	0.9181	0.0819	0.9805	0.0195	0.9705	0.0295	0.9866	0.0134
t|k=2	0.0729	0.9271	0.1995	0.8005	0.7658	0.2342	0.3915	0.6085
Stable Probabilities								
State 1:	0.471		0.911		0.9629		0.9669	
State 2:	0.529		0.089		0.0371		0.0331	
Transition Matrix - MCMC Estimation								
	t− 1|k 1	t + 1|k=2	t + 1|k=1	t− 1|k 2	t + 1|k 1	t + 1|k=2	t+ 1|k=1	t + 1|k 2
t|k=1	0.9085	0.0915	0.8647	0.1353	0.9617	0.0383	0.9881	0.0119
t|k=2	0.0978	0.9022	0.8620	0.1380	0.6203	0.3797	0.5246	0.4754
Stable Probabilities								
State 1:	0.5169		0.8643		0.9419		0.9778	
State 2:	0.4831		0.1357		0.0581		0.0222	

Table 1: Transition matrix and stable probabilities for ML and MCMC estimation.

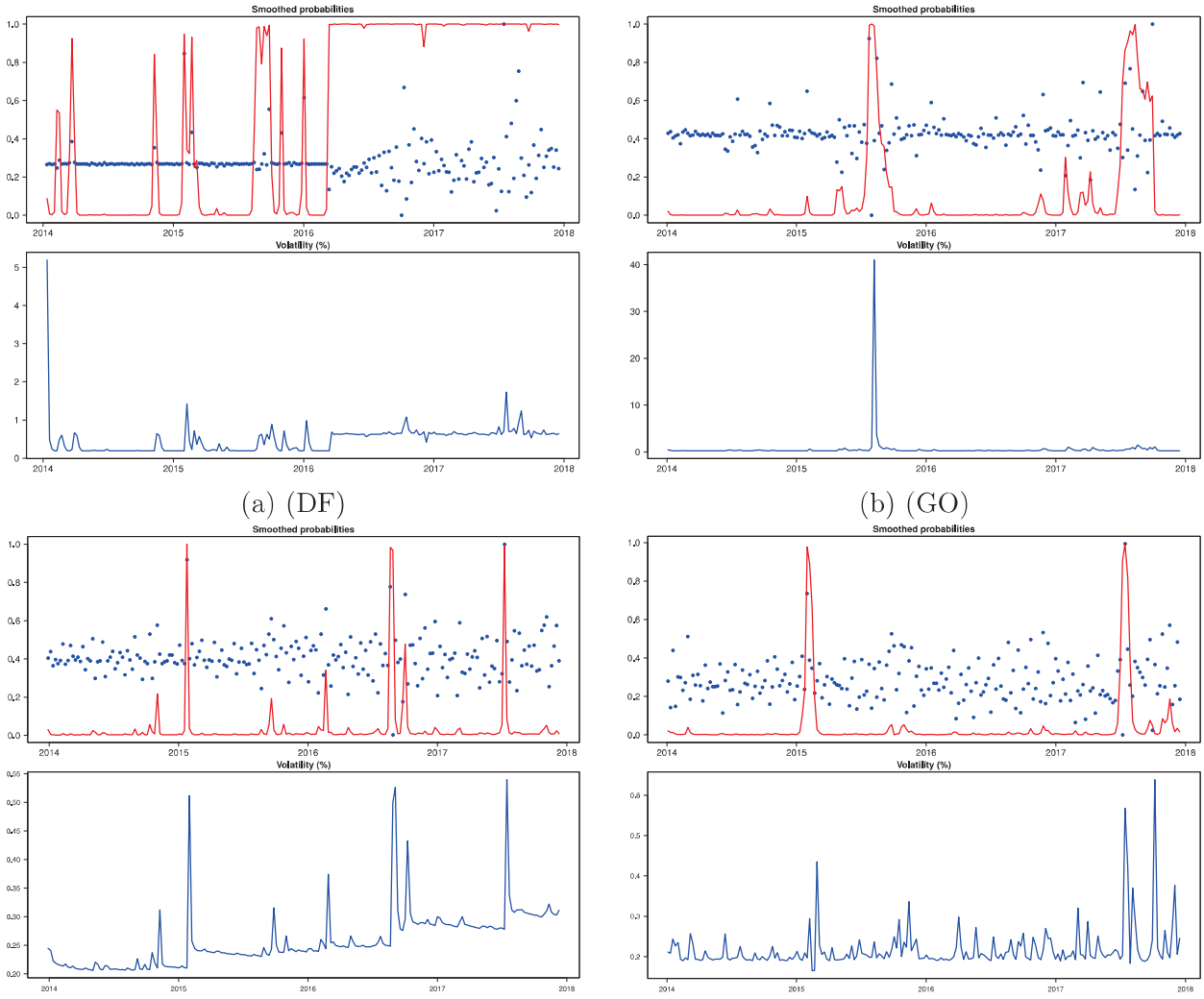
As reported in [4], ML estimation can be difficult for MSGARCH-type models. In this way, MCMC procedures can be used to explore the joint posterior distribution of the model parameters, thus avoiding convergence to local maxima commonly encountered via ML estimation. The Bayesian approach offers additional advantages. For instance, exact distributions of nonlinear functions of the model parameters can be obtained at low cost by simulation from the joint posterior distribution.

To estimate the MSGARCH-type models from a Bayesian approach, we made use of the adaptive MCMC sampler proposed by [41]. Specifically, the estimation method is a random-walk Metropolis-Hastings algorithm with coerced acceptance rate. We observed a good performance in the context of (identified) mixture models. Using the ML parameters estimates as starting values, we can estimate the model by MCMC. The outcomes are presented in table (1). The smoothed probabilities of being in the second regime ($k = 2$), given by $\mathbf{P}[S_t = 2|\mathcal{I}_T]$ for $t = 1, ..., T,$, superimposed on the log-deviation of the gasoline sales price (top graph) is displayed in figure (2). The filtered (annualized) of the overall process corresponds to the bottom graph.

As expected, when the smoothed probabilities of regime two (competitive market behaviour) are near one, the filtered volatitlity of the process sharply increases. Interestingly, we further note that the Markov chain[17] evolves persistently over time and that, in the limit, as reported in table (1), the probabilities of being in the two states are about 52% and 48%

[17]The stability and stationarity test of the Markov chain is available in Figure (6) of the appendix.

in Brasília. For the gasoline market in Goiânia, the probability of being in the first state are about 86% and about 14% in the second one. The probability of observing a cartel behavior at time t and this behavior remains at $t+1$ is 96% and 99% for Rio de Janeiro and São Paulo, respectively.



(a) (DF) (b) (GO)

(c) (RJ) (d) (SP)

Figure 2: Top: Estimated smoothed probabilities of the second regime, $\mathbf{P}[s_t = 2|\hat{\psi}, \mathcal{I}_T]$, for $t = 1, ..., T$. The thin blue line depicts the log deviation of the gasoline sales price . Bottom: Filtered conditional volatilities.

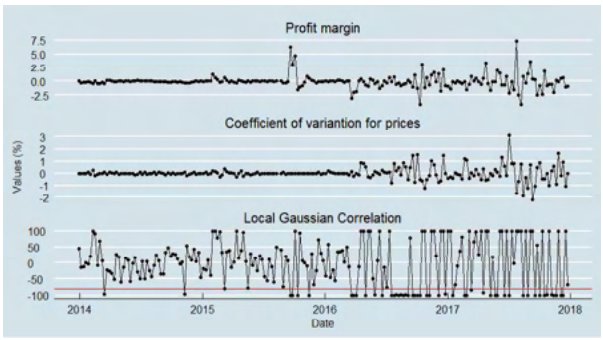
It is important to report that the database used to generate the results presented in figure (2a) was extracted from a case already analyzed and judged by CADE. In this sense, we can note that, from the first quarter of 2016, when the Brazilian antitrust authority condemned the practice of cartel in the retail gasoline market in Brasília, there is an evident regime change which was duly captured by the Bayesian MCMC estimate.

In addition, when we combine the information in table (1) with the descriptive analysis of figure (2), we can understand that the Transition Matrix informs us that, if the gasoline

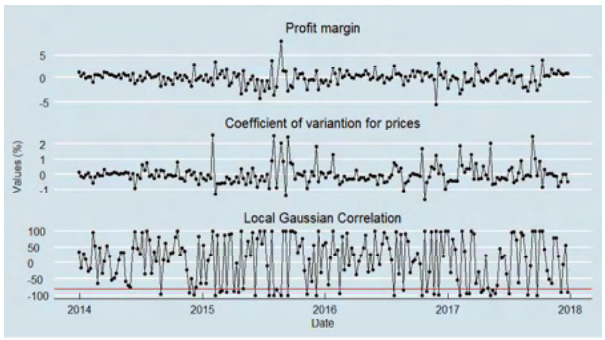
market in Brasília is characterized as an anti-competitive regime at a given time instant t, the probability that it continues in that environment in $t+1$ is 90.85%. In Goiânia, this probability is equal to 86.47%. This value, presented in the 1st row and 1st column of transition matrix, can be used as a filter for signs of cartel formation.

Moreover, the results of the regime transition in Goiânia, Rio de Janeiro and São Paulo can be seen in figures (2b), (2c) and (2d), respectively. We observe that the model was effective in differentiating the market behaviors according to the volatility. Although these markets has not been evaluated and judged by CADE, our outcomes suggests strong evidences that it has a cartel behavior, once the smoothed probability of being in the second regime - that configures a competitive market - is equal (or closer) to zero in most of the time period analyzed.

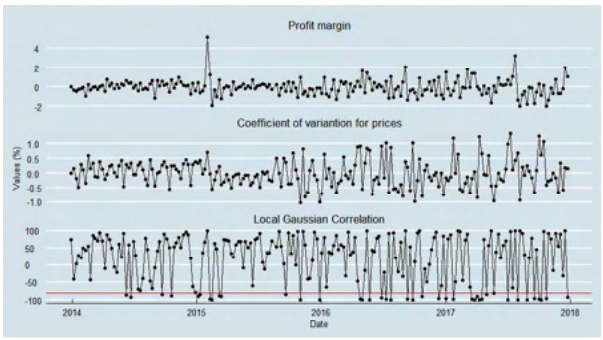
We observed that during the period that characterizes collusive market behavior in Brasília, i.e., from early 2014 to early 2016, the MSGARCH model seems to overestimate the probability of regime reversal in some brief time intervals, which suggest the need of a specific treatment in order to address these possible outliers and correct the bias of the estimators. This same procedure was applied in the other cities analyzed in this article. It is important to note that, to the best of our knowledge, this literature is still in development and there is no studies applied to the Brazilian gasoline retail market debating cartel formation as presented in this article.



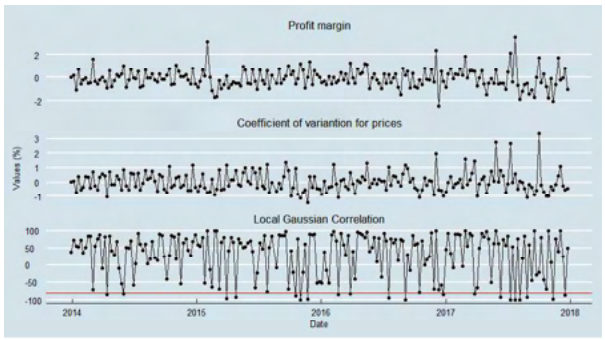
(a) (DF)



(b) (GO)



(c) (RJ)



(d) (SP)

Figure 3: The Local Gaussian Correlation outcomes for the weekly gasoline sales price between January, 2014 and December, 2017. The profit margin is equivalent to the resale price margin.

3.2. The Local Gauss Correlation (LGC) Outcomes

The Department of Economic Studies of CADE uses the correlation between the resale price margin and variability of prices for the fuel market as a signalling of collusive behavior. In words, the LGC approach suggest that local negative correlations which are persistent for three consecutive weeks and are below -0.80 might indicate a cartel agreement in the gasoline sales market. Thus, for Brasília (DF), we observe some points where the local correlation is stronger negatively and persistently. It is situated below the red line in figure (3a), which indicates that the local correlation is lower than the value of the pocket rule (-0.8). The persistence of this value corresponds to the period between July and November of 2016, and between June and November of 2017. Figure (3b) presents the LGC results for Goiânia (GO). We note some points below the red line in May of 2017.

Considering the results of the LGC approach for Rio de Janeiro, it is possible to note in figure (3c) that in April 2017 the local correlation is negative and less than -0.8, suggesting a cartel behavior. For São Paulo, although some time interval has been observed in which the local correlation is lower than -0.8, it does not show persistence during the evaluated period. Therefore, for the city of São Paulo, as shown in figure (3d) the result of the LGC approach does not reject the condition that the retail gasoline market has competitive characteristics.

4. Conclusion

This paper analyzed the behavior of the gasoline sales market in the cities of Brasília, Goiânia, Rio de Janeiro and São Paulo. The first approach were based on the Markov-Switching GARCH model. The results suggested that, in each market, there are evidences of cartel behavior. The accuracy of the model is partially validated by the data analysis of Brasília, a city that has already been evaluated and judged by CADE due to the formation of Cartel in the gasoline market. In addition, the MSGARCH model indicates that all the other markets evaluated should be better investigated, since there is a substantial probability that it would have practiced cartel for a significant period between 2014 and 2017.

The second approach was the Local Gaussian Correlation. The idea of adopting two models was to compare their fit quality to the data and to evaluate if they could be used in a complementary way. In this sense, even though the Local Gaussian Correlation model indicated that the gasoline retail markets in Brasilia, Goiânia and Rio de Janeiro are considerably more likely to have practiced cartels in the observed period, the dates in which this collusive behavior would have occurred did not match with the MS GARCH analysis.

In other words, for the Brasília gasoline retail market, the LGC model indicates cartel formation from July to November 2016 and from June to November 2017. However, during this time, CADE had already judged and condemned the collusive practice in the gasoline market. Another result that compromises the accuracy of this model is the fact that it did not identify the cartel period along the years 2014 and 2015, where the weekly price volatility was quite low. Through the MS GARCH models, it was possible to infer that the retail gasoline market in Goiânia, Rio de Janeiro and São Paulo showed a behavior that was persistently cartelized. On the other hand, by the LGC approach, this same collusive behavior was identified sporadically in Goiânia and Rio de Janeiro. The most striking result

- and the one that most prevents the dialogue between the applied methodologies - was that one observed for São Paulo, given that by the methodology used by CADE, the retail gasoline market fits the characteristics of a competitive economic environment.

Finally, through this article, we hope to have emphasized the relevance of the analysis on price variation, which is a strategic variable of the firms with regard to the decisions on whether to adhere to a collusive agreement or not. In addition, it is important to recognize the limitation of the MSGARCH model with regard to the treatment of possible outliers. Another issue that may limit the validity of our results is the quality of the sample available. Thus, for future research, it may be useful to design a sample plan that guarantees the consistency of the estimators and also a way to treat the outliers departing from a MCMC approach.

References

[1] P. H. Albuquerquea and S. M. Cuiabanob. Two stage screening for cartel detection. 2015.

[2] P. Andreoli-Versbach and J.-U. Franck. Endogenous price commitment, sticky and leadership pricing: Evidence from the italian petrol market. *International Journal of Industrial Organization*, 40:32–48, 2015.

[3] D. Ardia. Bayesian estimation of a markov-switching threshold asymmetric garch model with student-t innovations. *The Econometrics Journal*, 12(1):105–126, 2009.

[4] D. Ardia et al. Financial risk management with bayesian estimation of garch models. *Lecture notes in economics and mathematical systems*, 612, 2008.

[5] S. Athey, K. Bagwell, and C. Sanchirico. Collusion and price rigidity. *The Review of Economic Studies*, 71(2):317–349, 2004.

[6] M. Augustyniak. Maximum likelihood estimation of the markov-switching garch model. *Computational Statistics & Data Analysis*, 76:61–75, 2014.

[7] L. Bauwens, A. Preminger, and J. V. Rombouts. Theory and inference for a markov switching garch model. *The Econometrics Journal*, 13(2):218–244, 2010.

[8] L. Bauwens, A. Dufays, and J. V. Rombouts. Marginal likelihood for markov-switching and change-point garch models. *Journal of Econometrics*, 178:508–522, 2014.

[9] F. Black. Stuedies of stock price volatility changes. 1976.

[10] T. Bollerslev. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31 (3):307–327, 1986.

[11] L. Catania, D. Ardia, K. Bluteau, and K. Boudt. Forecasting risk with markov-switching garch models. 2017.

[12] L. Catania, D. Ardia, K. Bluteau, K. Boudt, and D.-A. Trottier. Markov–switching garch models in r: The msgarch package. 2017.

[13] H. H. Chouinard and J. M. Perloff. Gasoline price differences: Taxes, pollution regulations, mergers, market power, and market conditions. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(1), 2007.

[14] A. A. Christie. The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of financial Economics*, 10(4):407–432, 1982.

[15] R. Clark and J.-F. Houde. The effect of explicit communication on pricing: Evidence from the collapse of a gasoline cartel. *The Journal of Industrial Economics*, 62(2):191–228, 2014.

[16] A. S. da Silva, S. P. Vasconcelos, and C. R. Vasconcelos. O uso de filtros de cartéis: uma aplicação para o caso do varejo de combustíveis no brasil.

[17] M. J. Doane, L. M. Froeb, D. S. Sibley, and B. P. Pinto. Screening for collusion as a problem of inference. *Oxford Handbook of International Antitrust Economics*, 2:523–553, 2015.

[18] R. F. Engle. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 987–1007, 1982.

[19] C. Fernández and M. F. Steel. On bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441):359–371, 1998.
[20] L. R. Glosten, R. Jagannathan, and D. E. Runkle. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5):1779–1801, 1993.
[21] P. Z. Grossman. *How cartels endure and how they fail: Studies of industrial collusion*. Edward Elgar Publishing, 2004.
[22] M. Haas, S. Mittnik, and M. S. Paolella. Mixed normal conditional heteroskedasticity. *Journal of Financial Econometrics*, 2(2):211–250, 2004.
[23] M. Haas, S. Mittnik, and M. S. Paolella. A new approach to markov-switching garch models. *Journal of Financial Econometrics*, 2(4):493–530, 2004.
[24] J. D. Hamilton. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 357–384, 1989.
[25] J. D. Hamilton. *Time series analysis*, volume 2. Princeton university press Princeton, 1994.
[26] J. E. Harrington. Detecting cartels. Technical report, Working Papers, The Johns Hopkins University, Department of Economics, 2005.
[27] J. E. Harrington Jr and J. Chen. Cartel pricing dynamics with cost variability and endogenous buyer detection. *International Journal of Industrial Organization*, 24(6):1185–1212, 2006.
[28] N. L. Hjort and M. Jones. Locally parametric nonparametric density estimation. *The Annals of Statistics*, pages 1619–1647, 1996.
[29] M. S. Lewis. Price leadership and coordination in retail gasoline markets with price cycles. *International Journal of Industrial Organization*, 30(4):342–351, 2012.
[30] W. B. MacLeod. A theory of conscious parallelism. *European Economic Review*, 27(1):25–44, 1985.
[31] J. Marcucci. Forecasting stock market volatility with regime-switching garch models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(4), 2005.
[32] E. Maskin and J. Tirole. A theory of dynamic oligopoly, ii: Price competition, kinked demand curves, and edgeworth cycles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 571–599, 1988.
[33] D. B. Nelson. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 347–370, 1991.
[34] M. D. Noel. Edgeworth price cycles, cost-based pricing, and sticky pricing in retail gasoline markets. *The Review of Economics and Statistics*, 89(2):324–334, 2007.
[35] J. J. Rotemberg and G. Saloner. Collusive price leadership. *The Journal of Industrial Economics*, pages 93–111, 1990.
[36] R. Schmalensee. Competitive advantage and collusive optima. *International Journal of Industrial Organization*, 5(4):351–367, 1987.
[37] D. Tjøstheim and K. O. Hufthammer. Local gaussian correlation: A new measure of dependence. *Journal of Econometrics*, 172(1):33–48, 2013.
[38] D.-A. Trottier and D. Ardia. Moments of standardized fernandez–steel skewed distributions: Applications to the estimation of garch-type models. *Finance Research Letters*, 18:311–316, 2016.
[39] S. P. Vasconcelos and C. F. Vasconcelos. Análise do comportamento estratégico em preços no mercado de gasolina brasileiro: modelando volatilidade. *Análise Econômica*, 26(50), 2008.
[40] M. D. Vieira and C. J. Skinner. Estimating models for panel survey data under complex sampling. *Journal of Official Statistics*, 24(3):343, 2008.
[41] M. Vihola. Robust adaptive metropolis algorithm with coerced acceptance rate. *Statistics and Computing*, 22(5):997–1008, 2012.
[42] E. Zitzewitz. Forensic economics. *Journal of Economic Literature*, 50(3):731–69, 2012.

5. Appendix

```
       FITTED PARAMETERS (ML) DF
-----------------------------------------
Specification type: Markov-switching
Specification name: sGARCH_sstd sARCH_sstd
Number of parameters in each variance model: 3 2
Number of parameters in each distribution: 2 2
-----------------------------------------
Fixed parameters:
None
-----------------------------------------
Across regime constrained parameters:
nu xi
-----------------------------------------
Fitted parameters:
        Estimate Std. Error  t value  Pr(>|t|)
alpha0_1   0.0000     0.0000   7.1205 5.376e-13
alpha1_1   0.0012     0.0002   5.4853 2.064e-08
beta_1     0.0010     0.0090   0.1164 4.537e-01
nu_1       2.1181     0.0176 120.3435    <1e-16
xi_1       1.0540     0.0040 265.6320    <1e-16
alpha0_2   0.0017     0.0002   6.7795 6.030e-12
alpha1_2   0.9918     0.0130  76.2233    <1e-16
P_1_1      0.9181     0.0024 377.3940    <1e-16
P_2_1      0.0729     0.0021  34.6878    <1e-16

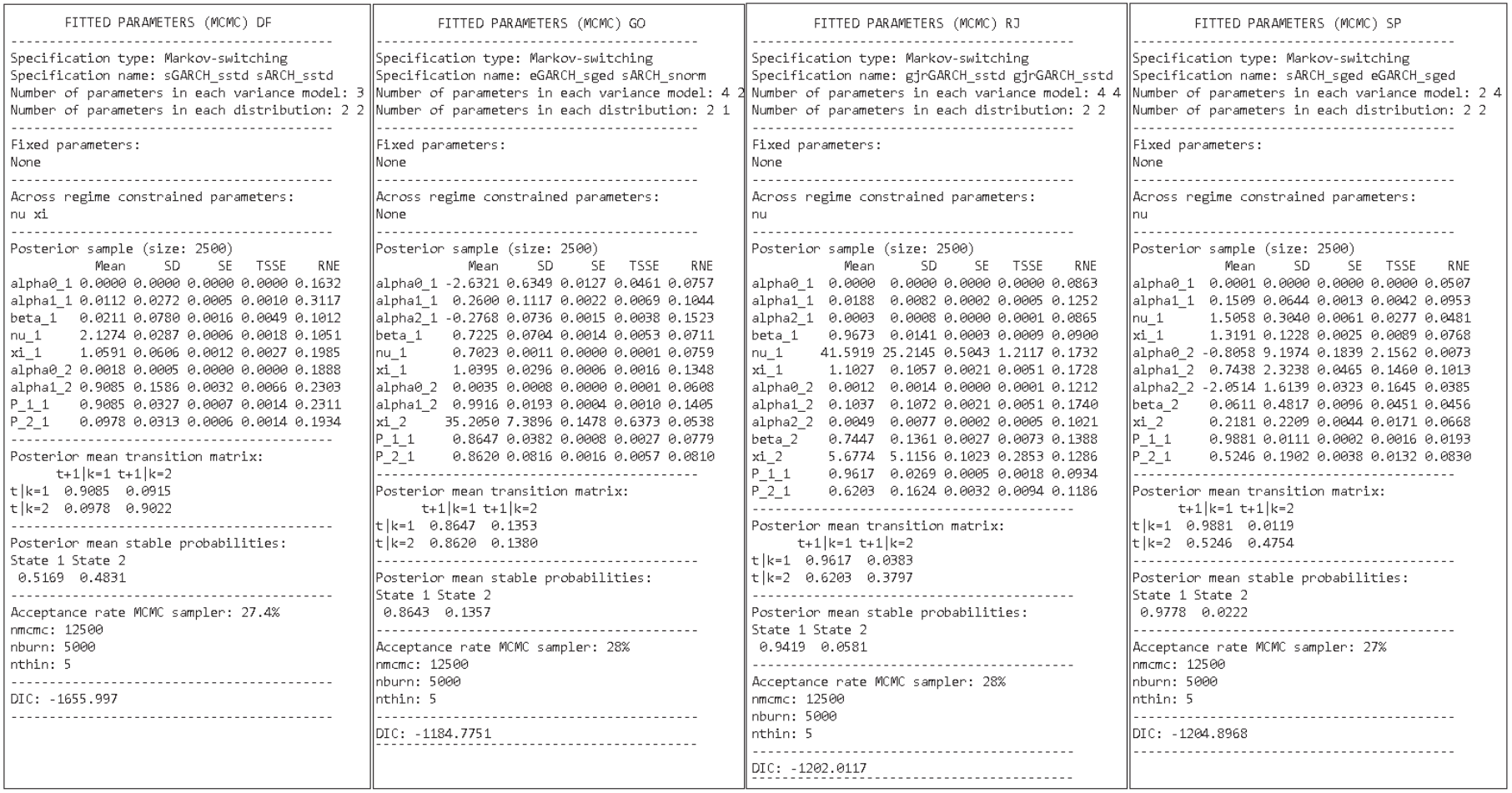

-----------------------------------------
Transition matrix:
      t+1|k=1 t+1|k=2
t|k=1  0.9181  0.0819
t|k=2  0.0729  0.9271
-----------------------------------------
Stable probabilities:
State 1 State 2
  0.471   0.529
-----------------------------------------
LL: 834.9691
AIC: -1651.9382
BIC: -1621.9873
-----------------------------------------
```

```
       FITTED PARAMETERS (ML) GO
-----------------------------------------
Specification type: Markov-switching
Specification name: eGARCH_sged sARCH_snorm
Number of parameters in each variance model: 4 2
Number of parameters in each distribution: 2 1
-----------------------------------------
Fixed parameters:
None
-----------------------------------------
Across regime constrained parameters:
None
-----------------------------------------
Fitted parameters:
       Estimate Std. Error  t value Pr(>|t|)
alpha0_1 -3.4757     0.0006 -5573.6   <1e-16
alpha1_1  0.2121     0.0006   331.4   <1e-16
alpha2_1 -0.4536     0.0007  -682.2   <1e-16
beta_1    0.6013     0.0002  3297.1   <1e-16
nu_1      0.7011     0.0000 929277.0  <1e-16
xi_1      1.0461     0.0003  3456.6   <1e-16
alpha0_2  0.0054     0.0000  2713.8   <1e-16
alpha1_2  0.0719     0.0001   495.3   <1e-16
xi_2     61.4125     0.0157  3900.4   <1e-16
P_1_1     0.9805     0.0001  9241.1   <1e-16
P_2_1     0.1995     0.0000 15709.1   <1e-16
-----------------------------------------
Transition matrix:
     t+1|k=1 t+1|k=2
t|k=1  0.9805  0.0195
t|k=2  0.1995  0.8005
-----------------------------------------
Stable probabilities:
State 1 State 2
  0.911   0.089
-----------------------------------------
LL: 595.6091
AIC: -1169.2183
BIC: -1132.5584
-----------------------------------------
```

```
       FITTED PARAMETERS (ML) RJ
-----------------------------------------
Specification type: Markov-switching
Specification name: gjrGARCH_sstd gjrGARCH_sstd
Number of parameters in each variance model: 4 4
Number of parameters in each distribution: 2 2
-----------------------------------------
Fixed parameters:
None
-----------------------------------------
Across regime constrained parameters:
nu
-----------------------------------------
Fitted parameters:
        Estimate Std. Error   t value  Pr(>|t|)
alpha0_1   0.0000     0.0000   63.6199    <1e-16
alpha1_1   0.0123     0.0003   39.6330    <1e-16
alpha2_1   0.0002     0.0001    1.6756 4.691e-02
beta_1     0.9857     0.0003 2993.8053    <1e-16
nu_1      15.4872     0.8777   17.6457    <1e-16
xi_1       1.0554     0.0067  157.4801    <1e-16
alpha0_2   0.0007     0.0000   98.9147    <1e-16
alpha1_2   0.0064     0.0074    0.8727 1.914e-01
alpha2_2   0.0373     0.0368    1.0142 1.553e-01
beta_2     0.8398     0.0016  530.7282    <1e-16
xi_2       0.0625     0.0133    4.6881 1.378e-06
P_1_1      0.9705     0.0012  827.7495    <1e-16
P_2_1      0.7658     0.0142   54.0448    <1e-16
-----------------------------------------
Transition matrix:
      t+1|k=1 t+1|k=2
t|k=1  0.9705  0.0295
t|k=2  0.7658  0.2342
-----------------------------------------
Stable probabilities:
State 1 State 2
 0.9629  0.0371
-----------------------------------------
LL: 613.7238
AIC: -1201.4475
BIC: -1158.1222
-----------------------------------------
```

```
       FITTED PARAMETERS (ML) SP
-----------------------------------------
Specification type: Markov-switching
Specification name: sARCH_sged eGARCH_sged
Number of parameters in each variance model: 2 4
Number of parameters in each distribution: 2 2
-----------------------------------------
Fixed parameters:
None
-----------------------------------------
Across regime constrained parameters:
nu
-----------------------------------------
Fitted parameters:
         Estimate Std. Error  t value Pr(>|t|)
alpha0_1   0.0001     0.0000   2589.7   <1e-16
alpha1_1   0.1620     0.0001   3060.5   <1e-16
nu_1       1.5515     0.0003   4836.9   <1e-16
xi_1       1.3051     0.0005   2623.1   <1e-16
alpha0_2  -5.1649     0.0067   -767.5   <1e-16
alpha1_2  -0.4807     0.0012   -414.8   <1e-16
alpha2_2  -1.9143     0.0010  -1898.1   <1e-16
beta_2     0.2141     0.0006    371.0   <1e-16
xi_2       0.1193     0.0000   2802.3   <1e-16
P_1_1      0.9866     0.0000 191476.6   <1e-16
P_2_1      0.3915     0.0001   4214.8   <1e-16
-----------------------------------------
Transition matrix:
      t+1|k=1 t+1|k=2
t|k=1  0.9866  0.0134
t|k=2  0.3915  0.6085
-----------------------------------------
Stable probabilities:
State 1 State 2
 0.9669  0.0331
-----------------------------------------
LL: 613.3483
AIC: -1204.6966
BIC: -1168.0367
-----------------------------------------
```

Figure 4: Fitted Parameters using ML estimation.



FITTED PARAMETERS (MCMC) DF

Specification type: Markov-switching
Specification name: sGARCH_sstd sARCH_sstd
Number of parameters in each variance model: 3
Number of parameters in each distribution: 2 2

Fixed parameters:
None

Across regime constrained parameters:
nu xi

Posterior sample (size: 2500)

	Mean	SD	SE	TSSE	RNE
alpha0_1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1632
alpha1_1	0.0112	0.0272	0.0005	0.0010	0.3117
beta_1	0.0211	0.0780	0.0016	0.0049	0.1012
nu_1	2.1274	0.0287	0.0006	0.0018	0.1051
xi_1	1.0591	0.0606	0.0012	0.0027	0.1985
alpha0_2	0.0018	0.0005	0.0000	0.0000	0.1888
alpha1_2	0.9085	0.1586	0.0032	0.0066	0.2303
P_1_1	0.9085	0.0327	0.0007	0.0014	0.2311
P_2_1	0.0978	0.0313	0.0006	0.0014	0.1934

Posterior mean transition matrix:

	t+1|k=1	t+1|k=2
t|k=1	0.9085	0.0915
t|k=2	0.0978	0.9022

Posterior mean stable probabilities:

State 1	State 2
0.5169	0.4831

Acceptance rate MCMC sampler: 27.4%
nmcmc: 12500
nburn: 5000
nthin: 5

DIC: -1655.997

FITTED PARAMETERS (MCMC) GO

Specification type: Markov-switching
Specification name: eGARCH_sged sARCH_snorm
Number of parameters in each variance model: 4 2
Number of parameters in each distribution: 2 1

Fixed parameters:
None

Across regime constrained parameters:
None

Posterior sample (size: 2500)

	Mean	SD	SE	TSSE	RNE
alpha0_1	-2.6321	0.6349	0.0127	0.0461	0.0757
alpha1_1	0.2600	0.1117	0.0022	0.0069	0.1044
alpha2_1	-0.2768	0.0736	0.0015	0.0038	0.1523
beta_1	0.7225	0.0704	0.0014	0.0053	0.0711
nu_1	0.7023	0.0011	0.0000	0.0001	0.0759
xi_1	1.0395	0.0296	0.0006	0.0016	0.1348
alpha0_2	0.0035	0.0008	0.0000	0.0001	0.0608
alpha1_2	0.9916	0.0193	0.0004	0.0010	0.1405
xi_2	35.2050	7.3896	0.1478	0.6373	0.0538
P_1_1	0.8647	0.0382	0.0008	0.0027	0.0779
P_2_1	0.8620	0.0816	0.0016	0.0057	0.0810

Posterior mean transition matrix:

	t+1|k=1	t+1|k=2
t|k=1	0.8647	0.1353
t|k=2	0.8620	0.1380

Posterior mean stable probabilities:

State 1	State 2
0.8643	0.1357

Acceptance rate MCMC sampler: 28%
nmcmc: 12500
nburn: 5000
nthin: 5

DIC: -1184.7751

FITTED PARAMETERS (MCMC) RJ

Specification type: Markov-switching
Specification name: gjrGARCH_sstd gjrGARCH_sstd
Number of parameters in each variance model: 4 4
Number of parameters in each distribution: 2 2

Fixed parameters:
None

Across regime constrained parameters:
nu

Posterior sample (size: 2500)

	Mean	SD	SE	TSSE	RNE
alpha0_1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0863
alpha1_1	0.0188	0.0082	0.0002	0.0005	0.1252
alpha2_1	0.0003	0.0008	0.0000	0.0001	0.0865
beta_1	0.9673	0.0141	0.0003	0.0009	0.0900
nu_1	41.5919	25.2145	0.5043	1.2117	0.1732
xi_1	1.1027	0.1057	0.0021	0.0051	0.1728
alpha0_2	0.0012	0.0014	0.0000	0.0001	0.1212
alpha1_2	0.1037	0.1072	0.0021	0.0051	0.1740
alpha2_2	0.0049	0.0077	0.0002	0.0005	0.1021
beta_2	0.7447	0.1361	0.0027	0.0073	0.1388
xi_2	5.6774	5.1156	0.1023	0.2853	0.1286
P_1_1	0.9617	0.0269	0.0005	0.0018	0.0934
P_2_1	0.6203	0.1624	0.0032	0.0094	0.1186

Posterior mean transition matrix:

	t+1|k=1	t+1|k=2
t|k=1	0.9617	0.0383
t|k=2	0.6203	0.3797

Posterior mean stable probabilities:

State 1	State 2
0.9419	0.0581

Acceptance rate MCMC sampler: 28%
nmcmc: 12500
nburn: 5000
nthin: 5

DIC: -1202.0117

FITTED PARAMETERS (MCMC) SP

Specification type: Markov-switching
Specification name: sARCH_sged eGARCH_sged
Number of parameters in each variance model: 2 4
Number of parameters in each distribution: 2 2

Fixed parameters:
None

Across regime constrained parameters:
nu

Posterior sample (size: 2500)

	Mean	SD	SE	TSSE	RNE
alpha0_1	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0507
alpha1_1	0.1509	0.0644	0.0013	0.0042	0.0953
nu_1	1.5058	0.3040	0.0061	0.0277	0.0481
xi_1	1.3191	0.1228	0.0025	0.0089	0.0768
alpha0_2	-0.8058	9.1974	0.1839	2.1562	0.0073
alpha1_2	0.7438	2.3238	0.0465	0.1460	0.1013
alpha2_2	-2.0514	1.6139	0.0323	0.1645	0.0385
beta_2	0.0611	0.4817	0.0096	0.0451	0.0456
xi_2	0.2181	0.2209	0.0044	0.0171	0.0668
P_1_1	0.9881	0.0111	0.0002	0.0016	0.0193
P_2_1	0.5246	0.1902	0.0038	0.0132	0.0830

Posterior mean transition matrix:

	t+1|k=1	t+1|k=2
t|k=1	0.9881	0.0119
t|k=2	0.5246	0.4754

Posterior mean stable probabilities:

State 1	State 2
0.9778	0.0222

Acceptance rate MCMC sampler: 27%
nmcmc: 12500
nburn: 5000
nthin: 5

DIC: -1204.8968

Figure 5: Fitted Parameters using MCMC estimation. SD:Standard Deviation; SE:Standard Error; $TSSE$:Time Series Standard Error; RNE:Relative Numerical Efficiency - $(SE/TSSE)^2$.

CONVERGENCE OF THE CHAIN (DF)

	Stationarity test	start iteration	p-value
alpha0_1	passed	1	0.6246
alpha1_1	passed	1	0.3402
beta_1	passed	751	0.0995
nu_1	passed	1	0.5198
xi_1	passed	1	0.0983
alpha0_2	passed	1	0.7784
alpha1_2	passed	1	0.0974
nu_2	passed	1	0.5198
xi_2	passed	1	0.0983
P_1_1	passed	1	0.6803
P_2_1	passed	1	0.2705

CONVERGENCE OF THE CHAIN (GO)

	Stationarity test	start iteration	p-value
alpha0_1	passed	1	0.6220
alpha1_1	passed	1	0.2773
alpha2_1	passed	1	0.0609
beta_1	passed	1	0.6596
nu_1	passed	1	0.6885
xi_1	passed	1	0.9428
alpha0_2	passed	1	0.9645
alpha1_2	passed	1	0.6182
xi_2	passed	1	0.3769
P_1_1	passed	1	0.5953
P_2_1	passed	1	0.3054

CONVERGENCE OF THE CHAIN (RJ)

	Stationarity test	start iteration	p-value
alpha0_1	passed	1	0.1273
alpha1_1	passed	1	0.7490
alpha2_1	passed	1	0.5252
beta_1	passed	1001	0.0951
nu_1	passed	1	0.9154
xi_1	passed	251	0.2268
alpha0_2	passed	1	0.7957
alpha1_2	passed	1	0.8165
alpha2_2	passed	1001	0.2748
beta_2	passed	1	0.7904
nu_2	passed	1	0.9154
xi_2	passed	1	0.3689
P_1_1	passed	1	0.0842
P_2_1	passed	1	0.0688

CONVERGENCE OF THE CHAIN (SP)

	Stationarity test	start iteration	p-value
alpha0_1	passed	1	0.351
alpha1_1	passed	1	0.225
nu_1	passed	1	0.653
xi_1	passed	1	0.800
alpha0_2	passed	1	0.245
alpha1_2	passed	1	0.327
alpha2_2	passed	1	0.339
beta_2	passed	1	0.176
nu_2	passed	1	0.653
xi_2	passed	1	0.681
P_1_1	passed	1	0.640
P_2_1	passed	1	0.866

Figure 6: Convergence of the Markov Chain.

ANÁLISE DO EFEITO DA INADIMPLÊNCIA NA MODELAGEM MICROFUNDAMENTADA DO PRÊMIO DE RISCO DE MERCADO

AUTORES:

Hecirlane Martins[1]

Paulo Matos[2]

[1] Doutoranda em Economia Aplicada – CAEN/UFC. E-mail: hecirlane@gmail.com

[2] Doutor em Economia - EPGE/FGV. Professor de Economia – CAEN/UFC. E-mail: paulomatos@caen.ufc.br

Área 3 - MICROECONOMIA APLICADA: FINANÇAS E ORGANIZAÇÃO INDUSTRIAL

ANÁLISE DO EFEITO DA INADIMPLÊNCIA NA MODELAGEM MICROFUNDAMENTADA DO PRÊMIO DE RISCO DE MERCADO

ANALYSIS OF THE EFFECT OF DEFAULT IN THE MICROFUNDING MODEL OF THE MARKET RISK PREMIUM

RESUMO

Este artigo agrega à discussão sobre modelagem microfundamentada de prêmio de risco ao analisar o desempenho do modelo Matos (2017), que incorpora as decisões de crédito e inadimplência nas equações de Euler, dando origem a duas novas equações além das equações fundamentais. Esta inovação teórica é testada em um exercício empírico aplicado a um dos principais índices de mercado – IBOVESPA – adicionando correções no processo investigatório de forma a constatar a existência de melhorias nos resultados do coeficiente de aversão ao risco, do fator estocástico de desconto e da elasticidade de substituição intertemporal. Nossa análise é realizada sob uma frequência trimestral que se estende do terceiro trimestre do ano de 2000 ao segundo trimestre do ano de 2017. No tocante a estimação optou-se por manter o modelo original não linear e por essa razão faz-se uso do artificio de GMM. Nossos resultados se mostraram satisfatórios ao evidenciar melhorias muito expressivas em termos da significância e do valor dos parâmetros, principalmente do parâmetro associado à elasticidade de substituição intertemporal. Diferente do diagnostico dado a economia Norte Americana, nossos resultados corroboram com a pesquisa desenvolvida por Issler e Pigueira (2000) o qual confirma a ausência do Equity Premium Puzzle para o mercado brasileiro. Assim sendo, o modelo de Matos (2017) e as correções aqui implementadas se apresentam como uma vertente eficiente.

Palavras-chave: Crédito; Inadimplência; EPP; Elasticidade.

ABSTRACT

This article adds to the discussion about microfunded risk premium modeling when analyzing the performance of the model Matos (2017), which incorporates credit and default decisions in the Euler equations, giving rise to two new equations besides the fundamental equations. This theoretical innovation is tested in an empirical exercise applied to one of the main market indices - IBOVESPA - adding corrections in the investigative process in order to verify the existence of improvements in the results of the risk aversion coefficient, discount stochastic factor and elasticity of intertemporal substitution. Our analysis is carried out on a quarterly basis that extends from the third quarter of the year 2000 to the second quarter of 2017. Regarding the estimation we opted to keep the original non-linear model and for this reason we make use of the artifice of GMM. Our results were satisfactory in that they showed very significant improvements in terms of the significance and value of the parameters, especially the parameter associated to the intertemporal elasticity of substitution. Different from the diagnosis given to the North American economy, our results corroborate with the research developed by Issler and Pigueira (2000), which confirms the absence of Equity Premium Puzzle for the Brazilian market. Thus, the model Matos (2017) and the corrections implemented here are presented as an efficient part.

Keywords: Credit; Inadimplência; EPP; Elasticity.

JEL: O54, O16, G18.

1. INTRODUÇÃO

O conhecimento sobre as deficiências observadas nos diversos modelos de precificação de ativos motivaram Lucas (1978) e Breeden (1979) na produção de um modelo baseado na decisão de consumo dos indivíduos, que é absorvido com maior facilidade pela academia devido ao seu caráter microfundamentado. Este ficou conhecido como *Consumption Capital Asset Pricing Model* (CCAPM). A nova modelagem além de permitir uma inspeção intertemporal sobre os retornos dos ativos interliga (quase que perfeitamente) a utilidade marginal da família representativa aos preços dos ativos. Outro fator que contribui para esse avanço na modelagem é a fórmula estratégica para a obtenção do nível risco. Enquanto no CAPM a percepção das famílias quanto ao risco está voltada à carteira de portfólio, no CCAPM, isso está relacionado ao comportamento de consumo. Assim sendo, o grau de proximidade dos dados reais, no que tange a relação mercado financeiro versus famílias, é muito maior neste último modelo dando a ele mais potencialidade e prestígio.

Na década de 80 a estrutura do CCAPM enfraqueceu com as novas descobertas. Inicialmente, Grossman e Shiller (1981) e Hansen e Singleton (1983) mostraram os primeiros sinais de deficiência quando não obtiveram estimativas favoráveis para o êxito do modelo. Logo após, Mehra e Prescott (1985), Mark (1985), Hodrick (1989), dentre outros, evidenciaram alguns quebra cabeças no modelo, no qual começam a falhar sistematicamente. Esses são problemas dos quais ficaram conhecidos como *Equity Premium Puzzle* - EPP, *Forward Premium Puzzle* - FPP, *Risk Free Rate Premium Puzzle* - RFP, *Puzzle* Invertido, dentre outros. Inúmeras vertentes nasceram com o intuito de resolver esses puzzles observados até então. Há avanços na literatura internacional, contudo, ainda não há uma solução convincente para a academia. Ao percorrer toda a literatura pode-se encontrar progressos em diversos aspectos. No que se refere aos dados há evolução no quesito consumo, retorno, frequência de dados e instrumentos. No que diz respeito à utilidade além de usufruir da CRRA, há o aperfeiçoamento de técnicas de preferências como é o caso da utilidade recursiva (Epstein; Zin, 1989,1991) e a utilidade de formação de hábitos (Abel, 1990). E, concernente à estimação, as sugestões de melhor desempenho quanto à utilização de modelos lineares ou não lineares é idêntica para ambos.

Diante do exposto, surge a seguinte indagação: quais modificações, de fato, são necessárias em um modelo microfundamentado de forma a desvendar esses problemas e auferir parâmetros eficientes e significativos? É sob essas circunstancias que surge a vertente de Matos (2017) no intuito de aperfeiçoar o modelo de consumo propondo modificações na versão canônica do CCAPM. Sua ideia central parte do pressuposto de que a decisão de consumo dos agentes não pode ser restringida a apenas consumo e poupança. Para o autor, um indivíduo pode decidir se vai ou não tomar crédito em t e no período t+1 decidir se vai ou não pagar o crédito concedido. Evidentemente a equação fundamental de apreçamento de ativos permanece inalterada. A única diferença é que as equações de Euler passam a ser um sistema de quatro equações. Assim sendo, esse modelo se manifesta como uma grande alternativa de melhoria, pois, permite que toda a literatura, no que tange modificações no consumo, utilidade, dentre outras, possa ser revisada simplesmente incluído essas duas variáveis de crédito e adimplência na restrição. Comparando a todos os resultados de modelagens prévias reportadas em um *survey* bastante amplo e recente, Thimme (2016), estas prévias evidências empíricas obtidas para os Estados Unidos sugerem ser (a incorporação de crédito e inadimplência) uma vertente eficiente. Principalmente quando se refere à estimação do modelo com dados de economias emergentes, onde as séries de crédito e inadimplência são ainda mais voláteis.

Neste artigo, a contribuição teórica e empírica consiste em revisitar as clássicas equações de Euler em sua versão original, não linear, com dados usuais de consumo agregado e instrumentos exógenos, tanto baseado na utilidade CRRA -*Constant Relative Risk Aversion*- como na especificação de Epstein e Zin (1989, 1991). Além disso, será analisar o desempenho do modelo Matos (2017), com base nos dados do Brasil, incorporando algumas correções no processo investigatório de forma a constatar a existência de melhorias nos resultados do coeficiente de aversão ao risco, do fator estocástico de desconto e da elasticidade de substituição intertemporal. A estimação ocorrerá via GMM. E os resultados sugerem ser possível evidenciar melhorias muito significativas em termos da significância e do valor dos parâmetros, principalmente do parâmetro associado à elasticidade de substituição intertemporal. Neste contexto, este artigo segue trabalhos de *asset pricing* aplicados ao mercado acionário e cambial brasileiro, como Cavalcanti (1993), Matos et al. (2012) e Ferreira e Moore (2015).

O presente artigo está organizado em 5 seções. A primeira seção é de caráter introdutório. A segunda seção apresenta o arcabouço teórico que esta dividido em 4 subseções. Essas subseções discorrem sobre o CCAPM, EPP e algumas vertentes que visam novos avanços para esta área de pesquisa, incluindo a explicação do modelo de Matos (2017). Na terceira seção apontam-se as contribuições do presente artigo em melhorias técnicas. A quarta seção apresenta a base de dados utilizada, gráficos e tabelas comparativas das estatísticas descritivas básicas bem como a estratégia de estimação econométrica e a discussão dos resultados aqui investigados. Finalmente, oferta-se a conclusão do presente artigo na quinta e última seção.

2. ARCABOUÇO TEÓRICO

O primeiro arcabouço teórico com intuito de explicar o preço das ações foi introduzido por Cardano (1565) utilizando modelos de eficiência em sua pesquisa. Desde então, todas as novas técnicas de precificação é uma extensão personificada de $p_t^i = \mathbb{E}_t[M_{t+1}X_{t+1}^i]$[3]. O que faz um modelo diferente[4] do outro é, em especial, o conjunto de hipóteses empregadas que venham garantir a existência de M_{t+1}.

Fundamentados em Markowitz (1952,1959) com a Teoria Moderna do Portifólio, Sharpe (1964) e Lintner (1965) desenvolveram um modelo elementar para a análise de investimento mais conhecido como CAPM - Capital Asset Pricing Model. Contudo, toda euforia sobre o modelo CAPM foi aliviada na década de 70 quando pesquisadores da área de finanças identificaram falhas nesse modelo que o apontaram como insuficiente quando se pretende obter dados próximos a realidade. Esse, por sua vez, sofreu diversas críticas dando espaço para o aperfeiçoamento do modelo e desenvolvimento de novas técnicas. As primeiras, e possivelmente mais citadas, criticas[5] feitas ao Modelo CAPM foram: Roll (1977) no qual acredita que por não ser observável a carteira de mercado torna-se impossível testar o CAPM e Hansen e Richard (1987) que ressaltou a impossibilidade de testar o CAPM mesmo se fosse possível observar a carteira, pois a expectância do modelo é comprometida pela falta de observação das informações dos agentes econômicos.

Baseado na critica de Fama (1973) que se refere ao horizonte de tempo – visto que investidor maximiza sua utilidade intertemporalmente – surge Merton (1973) desenvolvendo um modelo – conhecido como *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM) – que captura a precificação de ativos em vários períodos de tempo dando mais dinamismo ao CAPM clássico. Entretanto, assim como o CAPM, esse modelo também não pode ser testado empiricamente. Tanto o CAPM quanto o ICAPM são de grande relevância para a literatura, pois deram a intuição para a criação de modelos como o modelo de índice e os modelos multi-fatores (GRINBLATT; TITMA, 2005). Nesse cenário, surge Ross (1976) com o APT – *Arbitrage Princing Theory*. Esse modelo, muito bem aceito na Teoria de Finanças, carrega em seu arcabouço as mesmas condições do CAPM no qual se pode comparar um ativo com a carteira e obter o retorno ajustado ao risco relevante. Porém, essa modelagem não se atém a apenas um fator que define o risco. Nela, busca-se analisar uma carteira de mercado que seja capaz de englobar todos os possíveis fatores de riscos da economia que sejam relevantes. Para tal fim, é necessário assumir algumas hipóteses das quais a mais expressiva é a não oportunidade de ganhos de arbitragem sem risco.

---

[3] Em que p_t^i é o preço do ativo i no tempo t. M_{t+1} é o Fator Estocástico de Desconto (FED) o qual desconta perfeitamente o *payoff* do agente. X_{t+1}^i é o payoff do ativo i em t+1 e $\mathbb{E}_t[M_{t+1}X_{t+1}^i]$ é a esperança condicional de todo o conjunto de informação disponível em t do produto entre o FED e o *payoff* do agente representativo.

[4] Outros fatores que podem ser considerados para as principais diferenças nos trabalhos teóricos e empíricos são referente à escolha da técnica de estimação, a lista de instrumentos, ao período amostral, a origem geográfica dos dados, a proxies para consumo e retorno, bem como a hipóteses sobre restrição de liquidez ou a participação no mercado de trabalho e a especificação para a função matemática que modela a utilidade do investidor.

[5] Outras críticas e evidências empíricas contrárias ao CAPM podem ser encontradas em Banz (1981), Stambuagh (1982), Rosenberg et al. (1985,)Bhandari (1988), Ball (1978), Basu (1983), Roll e Ross (1980) , dentre outros.

2.1. CCAPM - Consumption Capital Asset Pricing Model

O conhecimento sobre as deficiências observadas nos diversos modelos de precificação de ativos motivaram Lucas (1978) e Breeden (1979) na produção de um modelo baseado na decisão de consumo dos indivíduos. Este ficou conhecido como *Consumption Capital Asset Pricing Model (*CCAPM). Kocherlakota (1996) argumenta que esse modelo é mais importante do que o CAPM, que é mais usual na literatura. Isso ocorre devido ao seu caráter microfundamentado que, além de introduzir a premissa do consumo, observa o comportamento do agente representativo de maneira intertemporal. Este agente, em virtude das incertezas do mercado, irá preferir suavizar seu consumo realizando uma distribuição eficiente ao longo do tempo e entre diferentes estados da natureza. Nesse contexto para precificar os ativos segundo Cochrane (2005, p 258) "o ponto de partida é o modelo clássico de precificação de ativos baseado no consumo".

Possivelmente o maior desafio na literatura de *asset pricing* é a proposição de um arcabouço microfundamentado que acomode as anomalias associadas aos fatos estilizados intitulados *puzzles*, ou seja, a derivação de um modelo de apreçamento de ativos baseado na decisão de consumo e poupança dos agentes que precifique corretamente os ativos em questão.[6] Tão simples e objetiva quanto desafiadora, esta literatura adota como ponto de partida um arcabouço em que o investidor pode comprar ou vender a quantidade desejada ξ do ativo financeiro i (livre formação de portfolio) em t a um preço único p_t^i, passando a ter direito a um *payoff* em t+1 dado por x_{t+1}^i. O investidor possui nos períodos t e t+1 rendas dadas por e_t e e_{t+1}, respectivamente. O investidor, então, decide o seu padrão de consumo nos períodos t e t+1, ao definir c_t e c_{t+1}, satisfazendo as restrições orçamentárias visando maximizar sua utilidade intertemporal, segundo o seguinte problema:

$$\max_{c_t, c_{t+1}} \; u(c_t) + \mathbb{E}_t[\beta u(c_{t+1})]\,, \tag{1}$$

$$s.a. \qquad c_t = e_t - \xi p_t^i$$

$$c_{t+1} = e_{t+1} + \xi x_{t+1}^i$$

A condição de primeira ordem desse problema implica na equação microfundamentada básica de apreçamento de ativos dada por:

$$\mathrm{p_t^i} = \mathbb{E}_\mathrm{t}\left[\beta \frac{\mathrm{u'(c_{t+1})}}{\mathrm{u'(c_t)}} \mathrm{x_{t+1}^i}\right] \tag{2}$$

Sendo $\beta \frac{u\prime(c_{t+1})}{u\prime(c_t)} = M_{t+1}$ – o FED que é simplesmente o crescimento da utilidade marginal do consumo do agente representativo (Matos et al, 2016). O que garante a existência do FED são as hipóteses essenciais de livre formação de mercado e a lei do preço único. A literatura relacionada passa então estimar esta clássica relação de Euler com o intuito de obter valores para β (a taxa subjetiva de desconto intertemporal do consumidor) e para a elasticidade de substituição intertemporal de consumo, u. Este último é um parâmetro central nos modelos de escolha dinâmica em macroeconomia e finanças, por caracterizar o comportamento do investidor em antecipar ou não consumo em resposta a mudanças nas oportunidades de investimento. A elasticidade é dada por:

$$u = -\partial\left(\frac{\boldsymbol{c}_{t+1}}{c_t}\right) / \partial\left(\frac{u'(\boldsymbol{c}_{t+1})}{u'(c_t)}\right) \tag{3}$$

Todas as equações de precificação de ativos partem da equação de Euler originada desse modelo. Considere, portanto, uma economia no qual os comportamentos dos seus agentes econômicos estão reduzidos perfeitamente em um agente representativo. Este tem uma vida infinita e suas preferências são

[6] Ver Cochrane (2005) e Matos et al. (2015) para uma ampla abordagem de modelos de *asset pricing.*

bem definidas por uma função CRRA[7]- *Constant Relative Risk Aversion*. Assim sendo, o FED na versão tradicional - afamada de *princing kernel* que é uma função do crescimento da utilidade marginal do consumo- será determinado como:

$$M_{t+1}^{VT} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\propto} \tag{4}$$

As condições de primeira ordem nesse modelo tradicional, no qual o investidor escolhe de maneira ótima sua carteira de investimentos e a forma de consumo ao longo do tempo, terão como resultante:

$$1 = \beta \mathbb{E}_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\propto} R_{t+1}^{i}\right], \qquad \forall i \tag{5}$$

Essa equação pode ser reescrita como,

$$0 = \beta \mathbb{E}_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\propto} \left(R_{t+1}^{i} - R_{t+1}^{j}\right)\right] \ , \ \forall i \tag{6}$$

Em que β é a taxa de impaciência do agente também conhecida como taxa de desconto, R_{t+1}^{i} é o retorno do ativo de risco e R_{t+1}^{j} é o retorno do ativo livre de risco. A partir da equação (6), que diz respeito a equação de Euler com modelos CRRA, pode-se deduzir os momentos dos retornos dos ativos.

2.2. EPP - Equity Premium Puzzle

Na década de 80 a estrutura do CCAPM enfraqueceu com as novas descobertas. Inicialmente, Grossman e Shiller (1981) e Hansen e Singleton (1983) mostraram os primeiros sinais de deficiência quando não obtiveram estimativas favoráveis para o êxito do modelo. A observância desse retrospecto de imperfeições levou Mehra e Prescott (1985) a destacar mais uma fissura do modelo a qual ficou conhecida como *Equity Premium Puzzle* – doravante EPP. Eles analisaram a economia Norte Americana e evidenciaram que os ativos do mercado de capitais (equipara-se a bolsa de valores) estavam provendo retornos médios mais altos do que os ativos livre de risco (equipara-se aos títulos do governo). Para esse caso de prêmio de risco de ações, o modelo CCAPM não se sustenta e, Merah e Prescott (1985) faz essa advertência quanto ao problema do EPP. Segundo os autores é natural esperar que as ações que apresentam um maior risco ofereçam maiores retornos. No entanto, os autores observaram que a discrepância do grau de risco entre os títulos Norte-Americanos de curto prazo e as ações analisadas com base no índice SP'500 não era tão significativa a ponto de provocar um alto diferencial de retorno. Em outras palavras, o retorno não estava correspondendo ao nível de riscos dos ativos como deveria ocorrer pela teoria clássica.

A correlação existente entre os retornos dos ativos e a taxa de crescimento de consumo examinada no artigo de Mehra e Prescott (1985) não são capazes de oferecer valores dos parâmetros que repliquem as séries de tal forma que explique os retornos de ativos de forma considerável. Segundo os autores, talvez os valores entre 30 e 40 do coeficiente de aversão ao risco possam indicar resultados mais próximos da realidade. Sob essas circunstancias eles acreditam ser inadequado utilizar mercados completos num equilíbrio Arrow-Debreu e sem fricção na tentativa de explica o EPP. Mankiw (1986) justificou o puzzle pela ausência de imperfeiçoes no mercado. No mesmo ano Scheinkman e Weiss (1986) e três anos depois Grossman e Laroque (1989) responsabilizam o puzzle às restrições de liquidez e aos custos de transação, nessa ordem. Logo após, surge Aiyagari (1993) que segue essa ideia e busca averiguar os dois mercados, o que acaba por comprovar resultados mais satisfatórios em mercados incompletos e com observância nos custos de transação do que em mercados completos e sem fricção.

[7] Utilidade mais usual entre as pesquisas relacionadas, sendo dada por : $u(C_t) = C_t^{1-\propto}/1-\propto$. Nessa função $\propto = 1/u$ em que u é a Elasticidade de Substituição Intertemporal (ESI). Note que essa função de utilidade carrega uma relação inversa entre a ESI e o coeficiente de aversão ao risco ∝.

Kocherlakota (1996) também observa a presença do EPP para a economia Norte Americana corroborando com o que as pesquisas já haviam anunciado. O autor reitera a conclusão de que quando há EPP parece ser necessário um alto coeficiente de aversão ao risco para que o alto prêmio observado seja justificado. Além disso, o autor ressalta que essa disparidade tão grande, dos preços considerando o risco entre titulos e ações observadas no EPP, será solucionada quando for possivel identificar as caracteristicas fundamentais dos bens e do mercado de ativos.

Diversos autores continuaram nessa linha de pesquisa. Várias vertentes nasceram, desde então, com o objetivo de investigar modificações no modelo que fossem capazes de solucionar o EPP. No Brasil poucas são as pesquisas abordando essas modelagens, em virtude da escassez de dados disponíveis que possam dar maior robustez aos resultados. Para o caso dos Estados Unidos uma das explicações para a presença do EPP esta atrelada a estabilidade da taxa de crescimento do consumo agregado que resulta em uma baixa covariância com o retorno dos ativos. Já para economias emergentes acredita-se que devido à volatilidade do consumo ser maior - desvio padrão alto- há uma menor probabilidade de o EPP ser apontado. Autores como Pigueira (1999), Sampaio (1999) e Bonomo e Domingues (2002) não encontraram evidencias para o EPP no Brasil. Contudo, Cysne (2006) refutou os autores supracitados e constatou a presença do Puzzle para o Brasil.

2.3. Vertentes

O CCAPM continuou sendo um dos avanços teóricos mais importantes da literatura até então explorada. Contudo, muitos pesquisadores seguiram explorando novas técnicas e particularidades que agregasse ao modelo recursos suficientes para aprimorar a sua performance, no que se refere a previsão eficiente (LETTAU; LUDVIGSON, 2001b; COCHRANE, 2005). Diante disso, várias extensões do modelo CCAPM têm sido formuladas e todas estão contribuindo para a queda da estimativa da ESI. Nessa linha, vários pesquisadores foram em busca de identificar um valor ou intervalo em que essa elasticidade se encontra de forma a proporcionar o melhor ajuste dados. Para Hall (1988), por exemplo, essa elasticidade é positiva, mas não supera 0,1. Já Lucas (1990) acredita que as estimavas se encontram acima de 0,5. Jones et. al (2000), dá indícios a favor de Lucas (1990) quando exibe resultados entre 0,8 e 1 da ESI. Em suma, há um consenso na literatura de que o ideal sejam valores abaixo de 1 (PATTERSON E PESARAN, 1992);(CAMPBELL E MANKIW, 1989).

Diferentes utilidades e formas de desenvolver o modelo estão sendo testadas. Dentre tantas alternativas vale destacar a utilidade esperada generalizada - desenvolvida por Epstein e Zin (1989) baseados em Kreps e Porteus (1978) o qual ficou conhecido como utilidade recursiva de Epstein e Zin de 1989, visto que os problemas atrelados a utilidade CRRA não estão presentes. O principal problema da CRRA é a ligação da ESI com o coeficiente de aversão ao risco, sendo que segundo Epstein e Zin (1989) a própria definição os distingue. Os autores explanaram que o comportamento das variáveis é tão distinto que não se pode explicar um pelo inverso do outro, como é resultante da CRRA. Acredita-se que a aversão ao risco seja menor que 4 e que a ESI esteja entre 0,5 e 1. A estrutura recursiva apresentada por Epstein e Zin (1989,1991) desagrega a relação dos parâmetros de forma a visualiza-los com mais consistência.

Issler e Piqueira (2002) utilizaram três utilidades distintas com base no CCAPM para analisar o comportamento da ESI, do coeficiente de aversão relativo ao risco e da taxa do fator de desconto –FED. Eles utilizaram a CRRA, a função baseada na formação de hábito externo – difundida por Abel (1990), Constantinides (1990) e Campbell e Cochrane (1999) - e outra função de utilidade recursiva introduzida por Kreps-Porteus (1978) e Epstein e Zin (1989, 1991). Em seus resultados poucas às vezes houve rejeição das restrições implícitas. Outras estruturas no mercado foram observadas, como é o caso de Constantinides e Duffie (1996) que encontrou resultados parecidos usando agentes heterogêneos e mercados incompletos.

Sobre a forma funcional do FED, a maior parte da literatura, desde Lucas (1978) e Breeden (1979), se atém a modelos microfundamentados associados às premissas de um agente representativo que decide sobre poupança e consumo. No entanto, seguindo a linha sugerida por Harrison e Kreps (1979) e Hansen

e Richard (1987), é possível derivar FED meramente estatísticos com propriedades bastante desejáveis, como explorado em Matos, Issler e Da Costa (2015).

No que se refere aos dados, inicialmente não havia a preocupação de identificar a real trajetória de consumo das famílias representativas, o que levava a crer que todas as séries de consumo poderiam ser usadas no agregado. Uma nova vertente para investigar o comportamento dos preços tem sido analisar qual variável de consumo de fato deve ser incluído nos cálculos e qual é a taxa do crescimento do consumo das famílias. Com essa nova ideologia, pode-se observar que a função de utilidade deveria incorporar as informações adequadas de consumo. Isso por que as famílias não se comportam da maneira como se julgavam: se renda reduz 50%%, logo, o consumo reduzirá na mesma proporção. A grande verdade é que em momentos de crise, por exemplo, as famílias tendem a manter seu consumo de subsistência e reduzir o seus gastos com bens supérfluos ou de luxo. Partindo dessa ideia pesquisadores como Alex Ferreira (2015) acredita que a função de utilidade deve observar essa real variação do consumo e, para tanto, é necessário desagregar o consumo. Mesmo havendo artigos usando diferentes conjuntos de ativos a serem apreçados e havendo ainda a discussão sobre a frequência dos dados financeiros e econômicos, esse vertente de pesquisa passou a despertar mais atenção a partir de Bernanke (1985). O autor deu ênfase à relevância dos dados de consumo desagregado, seja em bens duráveis, semiduráveis, não duráveis e serviços, além de bens importados e ou domésticos, por exemplo.

Incluir esses fatores tem mostrado resultados consistentes sob diversas formas e processos de desenvolvimento de funções de utilidade. Alex Ferreira em seu artigo "*Precautionary and Long Run Risks for an Open Economy-2015*" corrobora com essa ideologia quando ele observa a disparidade do crescimento de consumo interno e externo e busca averiguar o impacto disso nos preços do risco cambial de longo prazo e de precação usando agentes representativos. Segundo o autor a volatilidade do consumo no futuro influencia no comportamento dos agentes na economia quanto a sua forma de suavização do consumo e forma de realizar poupança em moeda estrangeira. Assim sendo, os fatores que fazem com que o consumo tenha uma maior variabilidade transcendem a capacidade de influencia dos modelos que consideram consumo duráveis e não-duráveis.

Outra linha forte de pesquisa associada aos dados do modelo se refere aos instrumentos. Conforme argumenta Hall (1988) o uso de variáveis endógenas defasadas como instrumentos superestimam a elasticidade de substituição intertemporal devido à presença de endogeneidade. O processo de estimação via GMM inclui variáveis instrumentais. Logo, é importante ter um sistema de equações bem estabelecido. Para tanto, a quantidade de equações e incógnitas deve ser a mesma. Assim sendo, o número de parâmetros irá definir a quantidade de condições de momento que devem ser incluídas. É nessas condições que introduzimos as variáveis instrumentais. Incluí-las contribui para a identificação do β (taxa de desconto), para encontrar o valor da Elasticidade de Substituição Intertemporal – ESI e para acompanhar os reais efeitos das variáveis sejam elas individuais, sejam integradas.

Segundo Wooldridge (2005) alguns cuidados devem ser tomados quando for escolher uma boa variável instrumental. O autor ressalta que além da ortogonalidade do termo do erro e da correlação presente entre a variável instrumental e a variável endógena deve-se observar com cautela o grau dessa correlação presente, isso por que, instrumentos com baixo grau de correlação – mais conhecido como instrumentos fracos – manifestam resultados distorcidos, sem credibilidade (STOCK ET AL., 2002). Dessa forma, é preciso ter muito cuidado quando selecionar um conjunto de informação que de fato caracterize o modelo no tempo t. Optar por uma quantidade muito grande de instrumentos ou ativos em um modelo é muito perigoso. Nesse caso, o pesquisador pode ter dificuldade em obter uma boa aproximação assintótica, ter perdas de graus de liberdade ou até mesmo dificuldade ao desenvolver a matriz de ponderação ótima. Portanto, é indispensável que um pesquisador disponibilize tempo para achar instrumentos que sejam realmente relevantes para o seu modelo. Entre outros estudos baseados em variáveis instrumentais, enfatiza-se: Hall (1988), Hansen et al. (1996), Mulligan (2002), Yogo (2004) e Gomes e Paz (2015).

Outra vertente de pesquisa é analisar a técnica de estimação. Segundo Cochrane (2005), sendo o modelo linearizado ou não a função terá o mesmo comportamento. No entanto, quando os parâmetros não são lineares precisa-se recorrer a outros recursos. É claro que é possível log linearizar o modelo e prever os parâmetros por Mínimos Quadrados Ordinários- MQO. Para tanto, é necessário fazer uso de premissas

(normalmente inválidas) a cerca da distribuição condicional lognormal dos processos estocásticos envolvidos, e assim recair em um sistema linear, o qual é estimado mais facilmente. Contudo, essas novas hipóteses a ser consideradas não se adequam ao modelo e acabam por distorcer os resultados. Existem inúmeras técnicas de estimação e todas elas ofertaram resultados distintos. Se não impor essas hipóteses sobre a distribuição do FED e dos retornos reais brutos dos ativos em questão, pode-se estimar o modelo em sua versão original - não linear. Para esses casos tem-se o método *Generalized Method of Moments* (GMM) de Hansen (1982). Newey e West (1987,1994), Andrews (1991) e Matos, Da Costa e De Jesus Filho (2016) são exemplos de alguns autores que usufruíram dessa técnica em seu processo de pesquisa.

A realização de testes empíricos de precificação de ativos com todos os mecanismos citados nesta seção em países desenvolvidos tem sido uma tarefa que produz respostas muito similares. Quando mudamos de plano e o estudo se volta para países emergentes, nos deparamos com respostas opostas se compararem os países. Essa divergência pode ser explicada pela dificuldade que países emergentes, mais especificamente o Brasil, têm em relação aos dados disponíveis ao pesquisador. Capturar informações com alta credibilidade é bem complexo nesses países. Para um bom desempenho dos modelos é necessário ter a maior série de variáveis no tempo e de preço das ações possível, ter a taxa sem risco bem estabelecida etc. No entanto, há sérios empasses para se obter esses dados no mercado brasileiro.

Os problemas relacionados à quantidade limitada de artigos que buscam analisar o Brasil testando o CCAPM podem estar intrinsecamente ligados à escassez de informações no banco de dados brasileiro. Isso por que a falta de disponibilidade de dados confiáveis dificulta a interpretação dos resultados e uma possível comparação com os resultados de outros países, como os Estados Unidos por exemplo. Em média os artigos dessa área de pesquisa desenvolvidos para o Brasil procuram averiguar a presença do EPP no país e, em várias tentativas empíricas o modelo CAPM foi rejeitado Bruni (1998) e Yoshino e Santos (2009).

No tocante ao EPP os autores Issler e Piqueira (2000), Sampaio (2002), Bonomo e Domingues (2002) examinaram os dados do Brasil disponíveis com distintas metodologias e constataram que esse Puzzle para o Brasil não existe. Issler e Piqueira (2000) buscou verificar por meio de funções de utilidades distintas sendo elas: recursiva, CRRA e Kreps-Porteus. O experimento de Sampaio (2002) foi com base em dados dessazonalizados e não-dessazonalizados, ele construiu uma poxy para o consumo per-capita. Bonomo e Domingues (2002) fez uso dos dados de Sampaio (2002) como suporte, contudo, sua proxy foi do consumo agregado. Por meio da utilidade de Kreps-Porteus de preferencia intertemporal também rejeitou a presença do EPP no Brasil.

Apesar de esses autores auferirem estimativas para o Brasil que se motram em linha com a literatura, acredita-se, com base em Hall (1988), que esses resultados estão distorcidos. Isso se deve ao viés de agregação temporal, fruto da endogeneidade observada na defasagem do crescimento de consumo utilizado pelos autores em seus processos de investigação. Assim sendo, pode-se dar pouca credibilidade a esses resultados.

2.4. Vertente Matos (2017)

No intuito de aperfeiçoar o modelo de consumo surge a vertente de Matos (2017) desenvolvendo uma nova técnica. Sua ideia central parte do pressuposto de que a decisão de consumo dos agentes não pode ser restringida a apenas consumo e poupança. Para o autor um individuo pode decidir se vai ou não tomar crédito em t e no período t+1 decidir se vai ou não pagar o crédito concedido. O comportamento dos agentes econômicos, frente ao seu acesso e disponibilidade particular no mercado de crédito, revela que essa possibilidade de inclusão na sua tomada de decisão é tão possível quanto inegável.

É importante ressaltar que mesmo quando se observa suavização de consumo e equilíbrio financeiro das famílias, em especial famílias que reservam um percentual da sua renda para poupança, ainda assim é possível visualizar uma realidade de obtenção de crédito por parte dessas famílias. Em outras palavras, o fato dessa família possuir renda extra não a impede de tomar crédito no mercado. A motivação para essa ação pode esta relacionada a vários fatores. Um deles seria o desejo de se obter algo no qual o custo para adquirir seja superior a riqueza total do individuo, como exemplo tem-se a compra de uma casa, ou um apartamento ou ainda um carro, dentre outros. Outro seria um investimento mais arrojado que observa,

por exemplo, uma compra a crédito no qual pode ganhar em cima da inflação (comprar de um computador parcelado no cartão de crédito a preço de à vista).

Como é possível observar, ao mesmo tempo em que os indivíduos decidem poupar ou não, eles também decidem sobre tomar ou não crédito no período t, assim sendo, torna-se claro que uma ação não exclui a outra de acontecer. Nesse contexto, o modelo de Matos (2017) investiga qual o comportamento dos parâmetros após a inclusão de mais dois componentes na restrição do agente representativo, sendo eles b_t *e* $\boldsymbol{a}_{t+1}$ que corresponde ao crédito e a adimplência respectivamente.

Considere um investidor descrito na introdução, que além das decisões endógenas de consumo e poupança, se depara com as decisões: i) de volume de crédito a ser tomado no período t, dado por b_t, diante de uma taxa de juros r_t e de ii) adimplência em t+1 dado por $\boldsymbol{a}_{t+1}$. Neste caso, não há mudanças na função objetivo, tão somente na quantidade de variáveis endógenas e nas restrições nos períodos t e t+1, as quais passam a ser:

$$\begin{aligned} \boldsymbol{c}_t &= \boldsymbol{e}_t - \xi\, p_t^i + b_t \\ \boldsymbol{c}_{t+1} &= \boldsymbol{e}_{t+1} + \xi\, x_{t+1}^i - \boldsymbol{a}_{t+1} b_t (1 + r_t) \end{aligned} \tag{7}$$

As variáveis b_t e r_t são conhecidas no tempo t, visto que ao contratar o crédito o agente já é informado da quantidade de crédito auferido e a exata taxa de juros que irá incidir no período posterior. Portanto, essas variáveis são tratadas como endógenas. Pode-se observar que se o investidor tomou crédito em t o seu consumo em t+1 torna-se comprometido, pois ao longo do tempo incide uma taxa de juros na qual gera uma divida em t+1 de $\boldsymbol{a}_{t+1} b_t (1 + r_t)$. Nesse segundo período se o investido for inadimplente total, isso significa que a sua adimplência foi de 0% ($\boldsymbol{a}_{t+1} = 0$), assim sendo ele dá um calote. Caso contrário, se a sua adimplência for de 100% ($\boldsymbol{a}_{t+1} = 1$), então significa que ele decidiu capitalizar e quitar sua divida.

A diferença básica na solução consiste no surgimento de outras duas equações que precisam ser estimadas conjuntamente com a equação (2), associadas às condições de primeira ordem das decisões de crédito e adimplência, dadas por:

$$1 = \mathbb{E}_t \left[e^{-\delta} \left(\frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \right) \boldsymbol{a}_{t+1} (1 + r_t) \right] \tag{8}$$

$$0 = \mathbb{E}_t [u'(C_{t+1}) b_t (1 + r_t)] \tag{9}$$

Evidentemente a equação fundamental de apreçamento de ativos permanece inalterada. A única diferença é que o sistema, além das equações (5) e (6), passa a ter mais duas equações de Euler (8) e (9). Esse modelo não modifica utilidade, o consumo ou qualquer outra funcionalidade do modelo padrão, apenas acrescente duas variáveis endógenas que se mostravam omissas por toda a literatura já investigada. Assim sendo, o modelo de Matos (2017) se manifesta como uma grande alternativa de melhoria, pois, permite que toda a literatura (no que tange modificações no consumo, utilidade, dentre outras) possa ser revisada simplesmente incluindo essas duas variáveis de crédito e adimplência na restrição.

3. CONTRIBUIÇÕES

Segundo Lucas (1990), com base nos dados de consumo e taxa de juros nos Estados Unidos, a ESI deveria assumir valores superiores a 0,5. Contudo, há uma ampla evidência - baseada no uso da CRRA como função de utilidade- que sugere valores de 0,4 e outros próximos de 1 é demonstrado por Summers (1981) e Hansen e Singleton (1982) na devida ordem. Nessa linha percebe-se a incapacidade das investigações realizadas até o presente momento de satisfazer os interesses da academia quanto aos reais valores da ESI. Dessa forma, surge a vertente de Matos (2017) que procura ter um melhor desempenho entre os modelos concorrentes, propondo a inclusão de duas variáveis endógenas nas restrições da versão canônica.

De acordo com os resultados prévios obtidos em estudos em andamento aplicados aos Estados Unidos as estimações com base no novo arcabouço aqui proposto se mostram significativas e com valores minimamente aceitáveis. Os resultados oscilam entre 0,31 a 0,53, dependendo dos instrumentos utilizados (endógenos ou exógenos). Esse é um grande avanço, principalmente quando se considerada o argumento de Hall (1988) [8] , um grande nome que dá base até hoje para essa literatura. Em contrapartida, as estimações do modelo canônico para a mesma amostra utilizada, sem a inovação da inclusão das decisões de crédito e adimplência, se mostram insignificantes quando usado o conjunto de instrumentos exógenos, mas significantes e com valores inferiores quando se fez uso da endogeneidade. Comparando a todos os resultados de modelagens prévias reportadas em um *survey* bastante amplo e recente, Thimme (2016), estas prévias evidências empíricas obtidas para os Estados Unidos sugerem ser (a incorporação de crédito e inadimplência) uma vertente eficiente. Principalmente quando se refere à estimação do modelo com dados de economias emergentes, onde as séries de crédito e inadimplência são ainda mais voláteis.

Este artigo inova ao testar o modelo de Matos (2017) para o Brasil realizando algumas correções no processo investigatório de forma a constatar a existência de melhorias nos valores dos parâmetros.

A primeira correção realizada perpassa pelas variáveis instrumentais. Muitos dos bons resultados obtidos pela literatura existente se devem ao viés de agregação temporal, fruto da endogeneidade de se usar o crescimento do consumo defasado um lag como instrumento na estimação. Quando não há exogeneidade total dos modelos, as estimações tendem a ser não significativas. Para evitar esse tipo de problema econométrico, o presente artigo se utiliza em até duas defasagens de instrumentos puramente exógenos, o que permite mais robustez ao modelo. Dessa forma, o resultado obtido para o Brasil neste *paper* não é fruto de endogeneidade, o que nos exime da possiblidade em alcançar bons resultado por meio de viés. Em termos de estimação, optou-se por manter o modelo original não linear e por essa razão faz-se uso do artificio GMM como método de estimação.

No que concerne ao retorno do ativo de risco, seguimos a literatura nacional a qual preconiza o Ibovespa como a variável ideal. Já com relação ao *Risk Free* Brasil não utilizamos o T-Bill Selic por considerarmos que a variável de Poupança é o verdadeiro *Risk Free* no Brasil.

No tocante aos dados de consumo, a própria série disponível para o Brasil apresenta embaraços que podem atrapalhar a eficiência de uma modelagem. Há uma grande dificuldade em se obter uma série de consumo desagregada de bens duráveis e não duráveis, importados, e não importado, série de serviços dentre outros. Além disso, a estabilidade que a série de consumo apresenta reduz o seu poder de explicação. Contudo, o modelo de consumo exige o uso dos dados de consumo o qual o presente *paper* utilizará a série de Consumo Aparente Semi e Não-Duráveis disponíveis para o Brasil no Ipeadata.

A despeito da utilidade, o autor sugere a utilização da utilidade recursiva de Epstein e Zin de 1989, visto que os problemas atrelados à utilidade CRRA não estão presentes. Para constatar sua sugestão esse artigo aplica o modelo Matos (2017) empregando tanto a utilidade mais usual na literatura como é o caso da CRRA, como a utilidade de Epstein e Zin (1989,1991). Assim sendo, o fator estocástico de desconto analisado neste artigo será:

$$M_{t+1}^{CRRA} = \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{\frac{-1}{u}} \tag{10}$$

$$M_{t+1}^{EZ} = \beta^{\frac{1-\propto}{1-\frac{1}{u}}} \left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{\frac{\alpha-1}{u\,(1-\frac{1}{u})}} R_{t+1,w}^{\frac{(\frac{1}{u}-\propto)}{1-\frac{1}{u}}} \tag{11}$$

Essa nova técnica foi testada para os Estado Unidos por Matos (2017), o presente *paper* testa para o Brasil e os resultados se revelam muito satisfatórios quanto à significância e aos valores dos parâmetros.

[8] O autor afirma que : "*the elasticity is unlikely to be much above 0.1, and may weel be zero*".

4. EXERCÍCIO EMPÍRICO

4.1. Base de Dados e Resumo Estatístico

O conjunto de dados utilizado para o desenvolvimento desse artigo tem como fonte de extração o Banco Central do Brasil e o IPEADATA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Segundo Hansen e Singleton (1982,1983) e Epstein e Zin (1991) o *timming* de decisão dos agentes é mais condizente com o uso de uma janela de tempo mensal. Apesar disso, nossa análise é realizada sob uma frequência trimestral que se estende do terceiro trimestre do ano de 2000 ao segundo trimestre do ano de 2017. A razão para essa escolha temporal deve-se ao fato de o Brasil ainda ser um país com problemas de insuficiência de dados. Tendo em vista apenas informações anuais e trimestrais, optamos pelas trimestrais para um maior ganho de extensão de dados e por se aproximar do argumento dado por Hansen e Singleton (1982, 1983) e Epstein e Zin (1991). As variáveis macroeconômicas aqui examinadas são: Consumo Aparente Semi e Não-Duráveis, Poupança, Selic, Ibovespa, Volume de Crédito, Inadimplência e Juros do crédito médio ponderado de todas as modalidades de crédito das famílias extraído do banco de dados do BACEN. Todas foram deflacionadas a partir do IPCA.

4.2. Estimação

Inicialmente iremos estimar e testar as restrições de sobre-identificação das equações de Euler oriundas dos modelos baseado no consumo descrito na seção 2 desse artigo. Nosso objetivo é comparar os dois modelos – o modelo convencional praticado na literatura internacional e o modelo de Matos (2017) com sua porção de melhorias. Iremos analisar o valor e a significância individual e conjunta dos parâmetros associados às preferências aqui utilizadas, enfatizando, por fim, o padrão da ESI e a sobreidentificação das condições de ortogonalidade associadas aos conjuntos clássicos de instrumento nessa literatura. Normalmente, eles são dados pelas defasagens dos retornos reais dos ativos em questão e do crescimento do consumo real. Ao final iremos comparar os resultados e avaliar se as melhorias propostas pelo modelo de Matos (2017) produzem de fato resultados mais condizentes com a realidade brasileira.

Temos desde 1982 um mecanismo clássico de estimação de modelos não lineares que é o GMM- *Generalized Method of Moments* - provindo de Hansen e Singleton. Diferentemente dos critérios tratados na Máxima Verossimilhança, o método GMM tem um maior grau de aproveitamento em virtude de dispensar o conhecimento da forma da distribuição de probabilidade, exigindo apenas, a observação dos momentos. As configurações dessa técnica de estimação têm as mesmas características do Fator Estocástico de Desconto FED que, por sua vez, é uma condição de momento (Cochrane, 2001).

Assim como os MQO objetivam minimizar os erros dos parâmetros, a técnica GMM também oferece estatística de teste e distribuição com o intuito de reduzir os erros, no caso, os erros dos preços dos ativos. Esse método do GMM consiste em resolver problemas de otimização através do equilíbrio das equações de Euler por meio dos momentos e sem dependência linear entre os parâmetros. A ideia é escolher um parâmetro amostral (considerando as restrições de momento) tão próximo do populacional que essa diferença entre eles seja a mínima possível, tendendo a zero. Uma das ferramentas dessa metodologia do GMM para encontrar estimativas[9] muito próximas da realidade é a adição de variáveis instrumentais.

Nesse artigo iremos aplicar quatro especificações de instrumentos. A tabela 2 apresenta essas especificações dos instrumentos aplicados nas respectivas funções de utilidade para geração de resultados dos modelos a serem comparados. Os instrumentos são defasados em um e dois tempos, assim como orientado por Hall (1988) que sugere pelo menos duas defasagens em virtude dos problemas de agregação.

[9] Não é o intuito desse artigo apresentar as propriedades dos estimadores de GMM, nem mesmo provar sua consistências. Para leitores interessados indicamos a leitura Hansen e Singleton (1982) e Matyas (1999)

Tabela 2 - Função de Utilidade (FU), Especificação (Espec.) e Instrumento (Instru.)

FU	Espec.	Instru.
CRRA	E_1	Constante, 1 lag para exogena: selic, ibov; e endogena: cresc. do consumo
	E_2	Constante, 2 lag para exogena: selic, ibov; e endogena: cresc. do consumo
Kreps-Porteus	E_3	Constante, 1 lag para ibov, poup, tx de juros de créd
	E_4	Constante, 2 lag para ibov, poup, tx de juros de créd

Fonte: Próprio autor.

Os modelos especificados nesse artigo são estimados por GMM e passam por dois testes considerados relevantes para o nosso propósito de investigação. Em primeira instancia iremos verificar a significância individual e conjunta dos parâmetros. Os parâmetros serão submetidos ao teste Wald robusto, no qual iremos aferir se os erros dos preços são estatisticamente zero. O segundo procedimento deverá mostrar o quanto o modelo estimado esta bem estruturado e ajustado. Em outras palavras, iremos verificar a validade dos instrumentos dentro desse modelo. Um teste bastante usual na literatura é o teste TJ também conhecido como o teste padrão das restrições sobre-identificadas (Hansen,1982). Segundo Carlos et al (2015, p.453) esse "teste tem a interpretação usual de um teste de ortogonalidade entre os erros em cada restrição de momento e os instrumentos utilizados na estimativa GMM, sendo assim um teste de especificação para a validade dos instrumentos". Essa estatística de teste é dada pelo produto de (T x J). Em que T é obtido a partir da quantidade de trimestres - fazendo uma observação quanto ao *trimming* de lag's em cada estimação (ver tabela 2) - e J é a própria estatística J. A necessidade do *trimming* é devido ao tamanho pequeno[10] da amostra. Greene (2003) demonstra que a estatística de teste TJ é assintoticamente distribuído em uma qui-quadrada com (r-a) graus de liberdade, sendo *r* a quantidade de momentos e *a* a quantidade de parâmetros do modelo investigado. A estatística TJ detecta que o modelo não está bem especificado quando resulta em um valor numérico muito alto. Nesse artigo utilizaremos o teste TJ para averiguar a adequação do modelo aqui analisado.

O processo de estimação desse artigo perpassa por duas etapas. A princípio replicamos a estimação assim como a literatura nacional e internacional de precificação de ativos transcreve. Desse modo, aplica-se na equação de Euler[11] o preço do retorno do Ibovespa como sendo igual 1, e o preço do retorno excedente do Ibovespea menos Selic sendo igual a zero, seguindo o modelo básico do CRRA no qual aparece na restrição apenas as decisões de consumo e poupança. Em seguida estimamos o modelo fazendo uso de um e dois lags tanto para as variáveis endógenas como exógenas[12]. E, por conseguinte, geramos as estatísticas dos testes Wald e TJ, os resultados estão expostos na tabela 3 da subseção 4.3.

Entretanto, Thimme (2015) aborda de maneira brilhante em sua literatura a razão pela qual essa estrutura de investigação citada no paragrafo anterior (normalmente utilizada por financistas) proporciona um resultado dissimulado. Segundo o referido autor, grande parte desses resultados, que no passado eram considerados bons, é erroneamente previstos devido à presença da endogeneidade no modelo. A evidência desse fato é observada quando o pesquisador emprega no seu modelo a razão $\frac{C_t}{C_{t-1}}$, que é uma endogenia que direciona o pesquisador a problemas econométricos.

Nesse contexto, partimos para a segunda etapa da nossa investigação. Dentro do conjunto de melhorias que nosso artigo propõe uma delas é que na nossa estimação não usamos instrumentos

[10] Como já discutido esse tamanho se deve as limitações de dados para no Brasil.
[11] Ver equações 5 e 6 referente a análise do modelo canônico.
[12] O crescimento de consumo é considerado como variável endógena por estar sob o controle da família. E os retornos passados tanto do Ibovespa como da Selic, são consideradas variáveis exógenas por ser variáveis de fácil observação.

endógenos. Nossos resultados são gerados levando em consideração apenas as variáveis exógenas. Assim, nossos resultados não são frutos de endogeneidade, isso por que ela manipula de maneira forçada os bons resultados. Assim sendo, a estimação segue por GMM por não se tratar de uma regressão linear. Nesse modelo tem-se um sistema com 28 condições de ortogonalidade sendo 7 instrumentos e , quando incluímos as variáveis de decisão de crédito e inadimplência , saímos de duas equações dando preso no retorno e retorno excedente para ter quatro equações[13]. Nessa estimação fazemos uso de um e dois lags, desta vez somente para as variáveis exógenas. E, por conseguinte, geramos as estatísticas dos testes Wald e TJ, os resultados estão expostos na tabela 3 da subseção 4.3.

4.3. Análise dos Resultados

Esta seção discute os principais resultados ligados aos modelos CRRA e Matos (2017) a la Epstein e Zin (1991) elucidados nas seções 2 e 3 do presente artigo. A tabela 3 expõe as soluções da equação de Euler, obtidos via GMM, a qual permite obter as estimativas referentes ao coeficiente de aversão ao risco (α), ao fator estocástico de desconto (β) e à elasticidade de substituição intertemporal (u) para cada modelo aqui investigado. Ainda na tabela 3 é possível verificar as estatísticas dos testes J e Wald bem como o p-valor da estatística T x J. Os conjuntos de instrumentos utilizados em cada etapa de resultados expostos na tabela 3 seguem como descritos na subseção 2.3. Em virtude da diferença nos modelos e na metodologia de estimação, não poderá ser realizada uma comparação mais acurada dos nossos resultados com as obras mencionadas no presente artigo.

Ao analisar a tabela 3 é possível observar que todos os parâmetros, em ambos os modelos, se mantiveram dentro dos limites considerados razoáveis. De acordo com Merha e Prescott esse valor deve estar no intervalo de 0 e 4. Contudo, apesar de se encontrar dentro dos limites aceitáveis, o coeficiente de aversão ao risco- obtido via estimação do modelo CRRA - não é estatisticamente significativo ao nível de 5% de significância. Para dar mais robustez ao modelo realizou-se uma nova estimação com dois lag's e, mais uma vez o coeficiente de aversão ao risco não se revelou significativo nem mesmo ao nível de 10% de significância. O que deveria melhorar na verdade piorou muito. Além disso, seu resultado se apresentou muito inferior até mesmo da média observada na literatura nacional. Para um e dois lag obteve-se a estimativa de 0,8505 e 0,0046 respectivamente.

A interpretação dada para $\hat{\alpha}$ indica a importância que cada agente da economia da para os investimentos de retorno incerto e os de retorno esperado pré-fixado. Agentes com elevado $\hat{\alpha}$ manifestam um maior interesse em ativos de retorno certo, poupança precaucionaria. Dessa forma, países em que a média de $\hat{\alpha}$ se mantém elevada a taxa de juros livre de risco tende a ser menor. Assim sendo, quando se comprava valores tão baixos do coeficiente de aversão ao risco (0,0046, por exemplo) tem-se um indicio de forte neutralidade ao risco por parte dos agentes dessa economia. Em média a literatura voltada para finanças limita esse coeficiente a 2. Isso porque foge da realidade acreditar que os indivíduos dão mais importância para o futuro do que para o presente.

Os resultados das estimativas para $\hat{\alpha}$ quanto ao nosso segundo modelo encontram-se em linha com os limites esperados. Para um e dois lag obteve-se a estimativa de 1,4876 e 1,5935 respectivamente. Em média o modelo de Matos apresentou um coeficiente de aversão ao risco maior que o observado no modelo CRRA. Diferentemente dos resultados encontrados por Issler e Piqueira (2000), no modelo de Matos 2017 a la Epstein e Zin (1991) além de apresentar estimativas satisfatórias- dentro dos limites esperados - todos os parâmetros foram significativos até mesmo a 1% de significância. Em seguida, na analise do teste Wald que examina a significância conjunta de todos os parâmetros em cada modelo e especificação, verificou-se que ambos os modelos se mostraram conjuntamente significativos em até 1% de significância.

[13] Ver equações 5,6,8 e 9 referente a análise do modelo Matos (2017).

TABELA 3- RESULTADOS

Especificação		Parâmetros			Restrição de Sobre-Identificação			p-valor do Teste Wald
CRRA	E_1	$\hat{\alpha}$	0.850579*	[0.0854]	J-statist.	0.027479	[0,9360]	χ^2 [0.0000]
		$\hat{\beta}$	0.990242	[0.0000]				
	E_2	$\hat{\alpha}$	0.004641*	[0.9752]	J-statist.	0.151760	[0,6279]	χ^2 [0.0000]
		$\hat{\beta}$	0.983676	[0.0000]				
Matos (2017) a la Epstein e Zin(1991)	E_3	$\hat{\alpha}$	1.487668	[0,0000]	J-statist.	0.255166	[0,2067]	χ [0.0000]
		$\hat{\beta}$	0.829142	[0,0000]				
		$\hat{u}$	0.697762	[0,0000]				
	E_4	$\hat{\alpha}$	1.593551	[0,0000]	J-statist.	0.257841	[0,8903]	χ^2 [0.0000]
		$\hat{\beta}$	0.815493	[0,0000]				
		$\hat{u}$	0.633755	[0,0000]				

Fonte: Próprio autor via estimação GMM.

Notas: *Indica insignificância do parâmetro ao nível de 5%.

** Indica a rejeição da estatística TxJ ao nível de 5%.

a) Estimativa foi realizada com 68 observações o período de 2000:1 a 2017:3.

b) O p-valor das estatísticas de teste está sendo exibidos dentro dos colchetes.

c) A coluna Espec. indica a especificação da quantidade de lags a qual cada linha foi submetida à estimação de forma a dar mais robustez ao modelo, ver tabela 2 para detalhes.

Analisando a taxa de desconto $\hat{\beta}$ que é a taxa de impaciência dos agentes da economia. Tem-se que quanto mais próximo de 1 mais paciente a é sociedade. Bem como quanto menor for $\hat{\beta}$ menor a paciência dos indivíduos e, maior os descontos aplicados nos ativos futuros. Assim sendo, quanto menor (maior) o $\hat{\beta}$ dos agentes dessa economia, maior (menor) dever ser o retorno dos ativos para que os agentes se sintam incentivados a transferir seu consumo do presente para um período seguinte.

No primeiro modelo (CRRA) tanto para a estimação com 1 lag como para com dois lag's das variáveis endógenas e exógenas o parâmetro $\hat{\beta}$ se mostrou significativo e extremamente próximos à unidade. Os valores obtidos são 0,99 e 0,98 para estimação com um e dois lag's respectivamente. Sampaio (1999) e Issler e Piqueira (2000) também encontraram esses valares para a taxa de desconto. Entretanto, essa apuração parece ser muito alta para a economia brasileira. Esse é o mesmo valor que se obtém para economias como a do Japão, da Alemanha, e dos Estados Unidos (Issler e Piqueira, 2000), por exemplo. Esses países possuem uma cultura de paciência muito maior que a dos latino-americanos. A economia brasileira é muito sensível a variações do mercado e na politica econômica. Ela também sofre muita influencia da conjuntura econômica internacional o que proporciona certa instabilidade das séries macroeconômicas brasileira. Esta pode ser mais uma das razões para que a taxa de impaciência no Brasil seja baixa, visto que essa instabilidade gera muita incerteza para os agentes quanto a suas expectativas para o futuro. Como não se sabe o que pode acontecer no futuro, o individuo tente a preferir consumir mais hoje e, portanto, o incentivo para que consuma em um período posterior passa a ser ativos com retornos bem mais altos.

Os resultados para $\hat{\beta}\cdot$, quanto ao nosso segundo modelo com um e dois lag's, obteve-se a estimativa de 0,829 e 0,815 respectivamente. Aqui podemos observar resultados mais baixos e muito mais condizentes com o que se percebe quanto sociedade, e com o que se espera dado às razões explicitadas no paragrafo anterior. Quanto à significância o parâmetro, mostrou-se individualmente e conjuntamente significativo mesmo em 1% de significância, não sendo possível rejeitar a hipótese nula do teste Wald realizado. Essas estimativas se aproximam dos resultados computados por Bonomo e Domingues (2002), Sampaio (2002) e Issler e Piqueira (2002) que também encontraram um baixo valor para o fator

estocástico de desconto $\hat{\beta}$. Entretanto, vale ressaltar que essas comparações não podem ser tão precisas devido à diferença de técnica e modelo de investigação.

Finalmente, os resultados referentes à Elasticidade de Substituição Intertemporal são extraídos via GMM e modelo de Matos (2017) a la Epstein e Zin (1991) e exposto na tabela 3. Uma e duas defasagens foram aplicadas e os valores auferidos são de 0,697 e 0,633 respectivamente. Os resultados estão em linha com os limites esperados. De acordo com Hall (1988), Yogo (2004) e Matos et al (2016) as estimativas mais apropriadas para a ESI devem flutuar entre o intervalo de zero e um. Após aplicar o teste Wal pode-se constatar que os valores encontrados para û tanto para um como para dois lag's são estatisticamente significativos coletivamente. Sua significância individual e conjunta é garantida até mesmo a um nível de 1%.

Nesse contexto, surge a seguinte indagação: Apesar do modelo de Matos (2017) a la Epstein e Zin (1991) apresentar resultados robustos para os parâmetros (ESI, taxa de desconto e Coeficiente de aversão ao risco) é possível comprovar a validade desses instrumentos incluídos pelo autor ? A resposta para essa questão pode ser encontrada por meio do teste T x J. Esse teste foi introduzido e aprovado em 1982 por Hansen e Singleton e desde então se tornou muito usual na literatura sendo conhecido por teste de restrições sobre-identificadas. O objetivo do teste T x J é exatamente verificar se os instrumentos empregados são válidos e se estes são capazes de potencializar o modelo tornando-o bem ajustado e estruturado.

Contudo, não adianta um modelo possuir boa aderência se os parâmetros não se encontram dentro do intervalo já identificado como o ideal pela literatura. Um modelo é visto como o de maior desempenho quando, além de possuir boa adequação das variáveis, os valores dos parâmetros se mostram ser condizentes com a realidade, sendo significativo a pelo menos 5% de confiança.

O teste T x J foi aplicado para ambos os modelos. Como pode ser observado na tabela 3, não foi possível rejeitar as condições de momentos oriundas do modelo CRRA e Matos (2017) a la Epstein e Zin (1991). Dessa forma, pode-se constatar que os modelos e os instrumentos são apropriados e estão bem estruturados. Entretanto, o modelo de Matos (2017) a la Epstein e Zin (1991) deve ser considerado o melhor em virtude de ser um modelo que abrange todas as correções em prol de tornar as estimativas mais próximas da realidade, sem que haja viés ou dissimulação dos resultados. Além disso, esse modelo apresentou parâmetros significativos com o nível de confiança de até um ponto percentual. Portanto, o modelo Matos (2017) com todas as melhorias aqui desenvolvidas se revela, de fato, como uma vertente eficiente.

O êxito dos modelos investigados no presente artigo permite um diagnóstico para a economia brasileira diferente do avaliado para a economia norte americana. Nossos resultados corroboram com a pesquisa desenvolvida por Issler e Pigueira (2000) o qual confirma a ausência do *Equity Premium Puzzle* para o mercado brasileiro. Segundo Issler e Pigueira (2000) a explicação para não existir EPP para o Brasil se deve, ao fato de não haver *Equity Premium*, visto que o mercado acionário brasileiro possui uma grande variabilidade no prêmio de risco.

5. CONCLUSÃO

O objetivo deste artigo foi analisar o desempenho do modelo Matos (2017), com base nos dados do Brasil, incorporando algumas correções no processo investigatório de forma a constatar a existência de melhorias nos resultados do coeficiente de aversão ao risco, do fator estocástico de desconto e da elasticidade de substituição intertemporal.

Tendo isso em vista, a contribuição teórica e empírica desse artigo consistiu em revisar as clássicas equações de Euler em sua versão original, não linear, com dados usuais de consumo agregado e instrumentos exógenos, tanto baseado na utilidade CRRA -*Constant Relative Risk Aversion*- como na especificação de Epstein e Zin (1989, 1991). A escolha por instrumentos puramente exógenos deve-se a tentativa de evitar o problema econométrico de viés de agregação temporal. Assim sendo, o resultado obtido para o Brasil neste *paper* não é fruto de endogeneidade, o que nos exime da possiblidade em alcançar bons resultado por meio de viés. Em termos de estimação, optou-se por manter o modelo original não linear e por essa razão faz-se uso do artificio de GMM. No que concerne ao retorno, o ativo de risco

segue a literatura no qual se utiliza o Ibovespa, contudo, o ativo livre de risco optou-se pelo uso da variável poupança no lugar do T-Bill Selic. Por fim foi realizado o teste Wald para ver a significância conjunta dos parâmetros e o teste T x J de sobre-identificação para verificar a adequação do modelo e a presença do EPP no Brasil.

As melhorias propostas no presente artigo se revelaram muito eficazes ao apresentar conclusões robustas para a economia brasileira. De fato, o emprego da utilidade de Epstein e Zin (1989,1991), no qual separa a relação inversa do coeficiente de aversão ao risco e da ESI existente na utilidade CRRA, concede um feito positivo no valor e na significância dos parâmetros. Os resultados das estimações via GMM com um e dois lag's das variáveis puramente exógenas se mostram dentro dos limites esperados. Sendo encontrado aproximadamente o valor de (1,49) e (1,59) para o coeficiente de aversão ao risco, (0,83) e (0,82) para o nível de impaciência dos brasileiros e (0,70) e (0,63) para a elasticidade de substituição intertemporal. Para todos os parâmetros houve significância de até 1% e no teste Wald todos se mostraram conjuntamente significativos. Em contrapartida, nos resultados obtidos com a utilidade CRRA se mostraram apenas razoáveis. Pois, apesar de os parâmetros se mostrarem conjuntamente significativos e os valores se encontrarem dentro dos limites esperados, o coeficiente de aversão ao risco não foi significativo a 5% de confiança e para o caso de duas defasagens não se mostrou significativo nem a 10%. Esses resultados sugerem ser possível evidenciar melhorias muito expressivas em termos da significância e do valor dos parâmetros, principalmente do parâmetro associado à elasticidade de substituição intertemporal.

Os modelos e os instrumentos utilizados mostraram que estão apropriados e bem adequados aos modelos, pois não houve rejeição no teste TJ. Diferente do diagnostico dado à economia Norte Americana, nossos resultados corroboram com a pesquisa desenvolvida por Issler e Pigueira (2000) o qual confirma a ausência do *Equity Premium Puzzle* para o mercado brasileiro.

Os resultados desse artigo foram muito satisfatórios o que indica ser o modelo de Matos (2017) e as correções aqui implementadas uma vertente eficiente. Todavia, pecebe-se que esse campo de descobertas em finanças, no quesito modelo padrão de precificação de ativos microfundamentado, ainda existe inúmeras possibilidades de extensões que viabilizem resultados mais precisos. Para um estudo futuro orienta-se incluir no modelo de Matos (2017) uma restrição de penalidade na variável de adimplência de maneira que incentive o pagamento do crédito no período t+1. Além disso, pode-se averiguar o comportamento dos parâmetros ao analisar com outras vertentes já indicadas pela literatura, como por exemplo, usar a utilidade de formação de hábito externo ao invés de Epstein e Zin (1989).

REFERENCES

ABEL, A. (1990). Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses. **American Economic Review** 80, Papers and Proceedings, 38-42.

AIYAGARI, S. R. (1993). Explaning financial markets: The importance of incomplete markets and trasaction costs. **Federal Reserve Bank of Minneapolis QuaterlyReview**, n. 1, p. 17-31.

ANDREWS, D (1991. Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation. **Econometrica**, 59, 817-858.

BALL, R. (1978.) Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates. **Journal of Financial Economics**, v. 6, n. 2, p. 103 – 126.

BANZ, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3–18.

BERNANKE, B. (1985). Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption, **Journal of Monetary Economics**, 15, 41{68.

BHANDARI,l. C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical Evidence. **Journal of Finance**, v. 43, n. 2, p. 507 – 528.

BONOMO, M.; DOMINGUES, G. (2002) Os Puzzles Invertidos do Mercado Brasileiro de Ativos. Em: BONOMO, M., (Editor), Finanças Aplicadas ao Brasil, ed. Rio de Janeiro: **Fundação Getúlio Vargas**, p. 105-120.

BONOMO, Marco Antônio César. (2004). Finanças aplicada ao Brasil. Organizado: Marco Bonomo. 2 ed., Rio de Janeiro: **Editora FGV**, 2004.
BREEDEN, D. T. (1979). An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. **Journal of Financial Economics**, v. 7, n. 3, p. 265–296.
BRUNI, A. (1998). Risco, Retorno e Equilíbrio: Uma Análise do Modelo de Precificação de Ativos Financeiros na Avaliação de Ações Negociadas na Bovespa (1988-1996). **Dissertação (Mestrado) — Universidade de São Paulo,** São Paulo, SP - Brasil.
CAMPBELL, J. Y.; COCHRANE, J. H. (1999). By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. **Journal of Political Economy**, v. 107, p. 205.
CAMPBELL, J. Y.; COCHRANE, J. H. (2000). Explaining the Poor Performance of Consumption-based Asset Pricing Models. **The Journal of Finance, Blackwell Publishers**, Inc., v. 55, n. 6, p. 2863–2878.
CAMPBELL, J.; MANKIW, N. (1989). Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. **NBER Macroeconomics Annual** *1989*, Volume . . . , v. 4, p. 185–246.
CARDANO, G. (1565). Liber de Ludo Aleae.
CARLOS E. Da Costa And João V. ISSLER and Paulo F. MATOS **Macroeconomic Dynamics**, 19, 2015, 446–464. *Printed in the United States of America.* doi:10.1017/S1365100513000400
CAVALCANTI, C. (1993). Intertemporal Substitution in Consumption: An American Investigation for Brazil, **Brazilian Review of Econometrics**, 13, 203 - 229.
COCHRANE, John H. (2001) Asset Pricing. Princeton, **NJ: Princeton University Press**.
COCHRANE, J. (2005). Financial markets and the real economy. Handbook of the Equity Risk Premium, **Chapter 7**, p.237–330.
CONSTANTINIDES, G. (1990) 'Habit formation: a resolution of the equity premium puzzle'**, Journal of Political Economy**, Vol. 98, No. 3, pp.519–543.
CONSTANTINIDES, G.M; DUFFIE,D (1996). Asset Pricing with Heterogeneous Consumers. **Journal of Political economy** ,v.104, n. 2, p.219.
CYSNE, Rubens Penha. (2006) Equity-premium puzzle: Evidence from Brazilian Data. Ribeirão Preto, **Econ. Apl.** 10 (2).
EPSTEIN, L.; G., ZIN, S. E. (1989). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset return: a theoretical framework. **Econometrica**, v. 57, n. 4, p. 937-969.
EPSTEIN, L. ; G., ZIN, S. E. (1991a). Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset return: an empirical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 2, p. 263-286.
FAMA, E.; MACBETH, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. **Journal of political economy**, v. 81, n. 3, p. 607–636.
FERREIRA, A.; MOORE, M. (2015). Carry Trade e Risco Cambial: um Conto de Dois Fatores. **Revista Brasileira de Economia**, 69:429–449.
GOMES, F.; PAZ, L. (2015). Large estimates of the elasticity of intertemporal substitution: is it the aggregate return series or the instrument list? **Economics Bulletin**, 35 (1), 168-181.
GREENE, W. H. (2003). **Econometric Analysis**. 5ª Edição. Prentice Hall, Upper S BASU, S. Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of theEfficient Market Hypothesis. 1977. 663–682 p.
GRINBLATT, M.; TITMAN, S. (2005). Mercados Financeiros & Estratégia Corporativa. (2ª ed). Porto Alegre: **Bookman**.
GROSSMAN, S. ; G. LAROQUE. (1989). Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods. **Econometrica,** 58(1989), 25-52.
GROSSMAN, S. ; R. SHILLER (1981). The Determinants of the Variability of Stock Market Prices. **American Economic Review**, 71, 222 - 227.
HALL, R. E. (1988). Intertemporal substitution in consumption. **Journal of Political Economy** 96 (1988): 339–357.
HANSEN, L., (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. **Econometrica**. 50(1982), 1029-1054.

HANSEN, L., HEATON, J. and YARON, A. (1996). Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators. **Journal of Business and Economic Statistics**, 14 (3), 262-280.
HANSEN, L. ; R. JAGANNATHAN. (1991). Restriction on Intertemporal Marginal Rates of Substitution Implied by Asset Returns. **Journal of Political Economy**, 99(1991), 225-262.
HANSEN, L. P.; RICHARD, S. F. (1987). The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. **Econometrica,** v. 55, n. 3, p. 587–613.
HANSEN, L.; K. SINGLETON. (1982). Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models. **Econometrica***,* 50(5), pp. 1269-1286.
HANSEN, L.; K. SINGLETON. (1983). Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns. **Journal of Political Economy,** 91(1983), 249-266.
HANSEN, L. ; K. SINGLETON. (1984). Errata do artigo "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models". **Econometrica,** 52(1), pp. 267-268.
HARRISON, J.M. ; KREPS, D.M. (1979). Martingales and arbitrage in multiperiod securities markets. **Journal of Economic Theory**, Vol. 20, No. 3, pp.249–268.
HODRICK, Robert J. (1989) U.S. international capital flows: Perspectives from rational maximizing models. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy** 30(1), 231–288.
ISSLER, J. V.; PIQUEIRA, N. S. (2000). Estimating relative risk aversion, the discount rate, and the intertemporal elasticit of substitution in consumption for brazil using three types of utility function. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 20, n. 2, Jan/Mar 2000.
ISSLER, João Vitor ; PIQUEIRA, Natália Scotto. (2002) Aversão ao risco, taxa de desconto intertemporal e substitubilidade intertemporal no consumo no Brasil. Em: Bonomo, M., (Editor), Finanças Aplicadas ao Brasil, 2. ed. Rio de Janeiro: **Fundação Getúlio Vargas**, p. 163-189.
JONES, L., R. MANUELLI, ; H. Siu (2000). Growth and Business Cycles, **NBER** *Working Paper* 7633.
KOCHERLAKOTA, Narayana. (1996). The Equity Premium: It's Still a Puzzle. **Journal of Economic Literature** 34(1) (March 1996): 42—71.
KREPS, D. ; E. PORTEUS. (1978). Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory. **Econometrica**, 46(1978), 185-200.
LETTAU, M.; LUDVIGSON, S. (2001). Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns. **Journal of Finance**, v. 56, n. 3, p. 815–849.
LETTAU, M.; LUDVIGSON, S. (2001). Resurrecting the (C) CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying. **Journal of Political Economy**, v. 109, n. 6, p. 1238–1287.
LINTNER, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, v.47, n.1, p. 13-47.
LUCAS, R. (1978). Asset Prices in an Exchange Economy. **Econometrica,** 46(1978), 1429-1445.
LUCAS, R., (1990). Supply Side Economics: An Analytical Review. **Oxford Economic Papers, New Series**, Vol. 42, No. 2 (Apr., 1990), pp. 293-316.
MANKIW, G. (1986). The Equity Premium and the Concentration of Aggregate Shocks. **Journal of Financial Economics,** 17(1986), 211-219.
MARK, Nelson C. (1985) Ontime varying risk premiums in the foreign exchange market: An econometric analysis. **Journal of Monetary Economics** 16(2), 3–18.
MARKOWITZ, H. (1952). Portfolio Selection. **Journal of Finance**, Harvard University Press Oxford University Press, v. 7, n. 1, p. 77–91.
MARKOWITZ, H. M. (1959). Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. **217–234 p**.
MATOS, P. (2017). On the role of delinquency decision on asst pricing theory [**Mimeo**]. Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC.
MATOS, P., BEVILÁQUA, G., DE JESUS FILHO, J. (2012). Previsão do câmbio real-dólar sob um arcabouço de apreçamento de ativos. **Revista Brasileira de Economia**, 66, 299–321.
MATOS, P., COSTA, C. (2016). On the relative performance of consumption models in foreign and domestic markets. International **Journal of Financial Markets and Derivatives**, forthcoming.
MATOS, P., DA COSTA, C., ISSLER, J. (2015) A note on the forward and the equity premium puzzles: two symptoms of the same illness? **Macroeconomic Dynamics**, 19, 446–464.

MATOS, P., DA COSTA, C., And FILHO, J. (2016). Forward-premium puzzle: is it time to abandon the usual regression?, **Applied Economics**, Vol. 48, pp.1–16.
MATOS, P., SAMPAIO, R., MOURA, L. (2015). On the key drivers of Brazilian household loan delinquency**. International Economics Letters**, 4:80–90.
MATYAS, L. (1999). Editor, Generalized Method of Moments Estimation, Cambridge: **Cambridge University Press.**
MEHRA, R.,; E. PRESCOTT. (1985). The Equity Premium: A Puzzle. **Journal of Political Economy**,15(1985), 145-161.
MERTON, R. C. (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. **Econometrica,** v. 41, n. 5, p. 867–887.
MULLIGAN, C.,(2002). Capital, Interest, and Aggregate Intertemporal Substitution. **NBER** *working paper* 9373.
NEWEY, W. ; K. WEST. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, 55(1987), 703-708.
PATTERSON, K. D. ; PESARAN, B. (1992). The Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption in the United States and the United Kingdom. **Review of Economics and Statistics**, 74 (4), 573-584.
PIQUEIRA, N. S. (1999). Aversão ao risco e substituibilidade intertemporal: estimativas com dados agregados brasileiros para três classes de função utilidade. Rio de Janeiro: **EPGE- FGV-RJ**, (*Dissertação de Mestrado*).
ROLL, Richard. (1977). 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.
ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. **The Journal of Finance**, v. 35, n. 5, p. 1073-1103, 1980.
ROSENBERG, B.; REID, K.; LANSTEIN, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. **Journal of Portfolio Management**, Princeton Univ Pr, v. 11, n. 3, p. 9–17.
ROSS, S.A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing, **Journal of Economic Theory** *3*, Dec., 343-362.
ROSS, Stephen A. (1977). The capital asset pricing model (capm), short sale restrictions and related issues. **The Journal of Finance**, v. 32, n. 1, p. 177-183.
SAMPAIO, F. S. (1999). Existe um equity premium puzzle no Brasil?. Rio de Janeiro: **PUC**.
SAMPAIO, F. S. (2002). Existe Equity Premium Puzzle no Brazil? Em: Bonomo, M., (Editor), Finanças Aplicadas ao Brasil, ed. Rio de Janeiro: **Fundação Getúlio Vargas**, p. 87-104, 2002.
SCHEINKMAN, J.A.,E L. WEISS. (1986). Borrowing Constraints and Aggregate Economic Activity. **Econometrica**, 54(1986), 23-45.
SHARPE, W. F. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v.19, n.3, p. 425-442.
STOCK, J. H., WRIGHT, J. H. ; YOGO, M. (2002). A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. **Journal of Business and Economic Statistics**, 20 (4), 518–529.
SUMMERS, L. (1981): Tax Policy, the Rate of Return, and Savings. **NBER** *Working Paper* 995.
THIMME, J. (2016). Intertemporal Substitution in Consumption: a Literature Review. **Journal of Economic Surveys,** 0, 1–32.
THIMME, J. ; C. VÖLKERt (2015): Ambiguity in the Cross-Section of Expected Returns: An Empirical Assessment. **Journal of Business and Economic Statistics**, 33, 418 -429.
WOOLDRIDGE, J. M. (2005). Introdução à Econometria: uma abordagem moderna, São Paulo: **Thomson-Pioneira**.
YOGO, M. (2004). Estimating The Elasticity of Intertemporal Substitution When Instruments are Weak. **Review of Economics and Statistics**, 86 (3), 797-810.
YOSHINO, J. A.; SANTOS, E. B. (2009). Is CAPM dead or alive in the brazilian equity market? **Review of Applied Economics**, v. 5, n. 1/2, 2009.

MEASURING THE EFFECTS OF THE BRAZILIAN DEVELOPMENT BANK LOANS ON INVESTMENT USING LARGE BAYESIAN VARS

Ricardo de Menezes Barboza[1]
Department of Economic Research
Brazilian Development Bank (BNDES)
E-mail: ricardo.barboza@bndes.gov.br

Gabriel F.R. Vasconcelos
Department of Electrical Engineering
Pontifical Catholic University of Rio de Janeiro (PUC-Rio)
E-mail: gabrielrvsc@yahoo.com.br

JEL:E60, O11, C11, C32

Keywords: Development banks ,Investment, Governmental Loans, Bayesian VAR
Abstract: In this paper, we show that the Brazilian Development Bank (BNDES), one of the largest development banks in the world, had a positive and statistically significant impact on Brazilian aggregate investment during the 2002-2016 period. However, when considering the size of the bank, the magnitude of this impact is relatively small. For example, each $1 BRL of BNDES loans increased the investment on average by $0.46 BRL. Our results, therefore, lie in the middle of what is alleged by BNDES critics (zero impact) and what is claimed by unconditional advocates of state-owned banks (impact near one). In addition, our results are compatible with micro evidence on the effects of BNDES. We obtained these results using the impulse responses from a large Bayesian VAR and we used double selection inference for robustness. These results raise the question of whether the Bank could use its resources more efficiently. Finally, we also tested other investment measures directed to machinery and equipment that are more relevant to BNDES and to long-term economic growth. The impulse responses show a bigger impact of the BNDES loans on these measures.

[1]The views expressed in this article are those of the authors and do not reflect in any way those of the BNDES or its members. We would like to thank Marcelo Medeiros, Maurício Furtado, Fabio Giambiagi, João Marco Cunha, Felipe Maciel, Luciano Machado, Gilberto Borça Jr, Guilherme Tinoco, Victor Pina Dias, Sandro Garcia and all the participants at the GINA workshop for insightful comments and suggestions. We are also grateful to Claudio Considera (IBRE/FGV) for making available the dataset used in this work.

1. Introduction

Development banks are considered an important tool to solve market imperfections that would leave either profitable projects or projects that generate positive externalities without financing (Musacchio et al. 2017, Bruck 1998). They also lend money to companies that would not undertake projects if not for the availability of long-term funding (Levy-Yeyati et al. 2004, Rodrik 2004). In economies with significant capital constraints, development banks can alleviate capital scarcity and promote entrepreneurial action to boost new industries (Gerschenkron 1962, De Aghion 1999). Eventually, they could fill both the long-term structural and short-term cyclical gaps in a market driven economy (Gutierrez et al. 2011).

This matter, however, is very controversial. La Porta et al. (2002) argue that any form of government ownership of banks generates slower financial development. Other critics allege a lack of transparency and a tendency to privilege certain economic groups (Ades & Di Tella 1997, Faccio 2006, Bond 2013). Development banks are also seen as institutions that implement policies that are hard to change once in place (Buera et al. 2013) or as the cause of multiple sources of credit misallocation (Kornai 1979, Antunes et al. 2015).

In this paper, we study the effects on investment of one of the largest development banks in the world. Our main objective is to find if the Brazilian Development Bank (BNDES), besides all critiques and problems related to this type of institution, was able to solve market failures and, hence, to increase aggregate investment in Brazil[2]. Our data is monthly and it covers the period between 2002 and 2016. Therefore, our results concern the effects of the bank in this period.

BNDES is the main financing institution for productive investments in Brazil and it used to offer loans with below market interest rates[3]. Its lending portfolio is larger than the World Bank's and it has been used primarily to finance investments in industry and infrastructure.

[2]BNDES is the third largest development bank in terms of loan portfolio size. The first two are the Germany's KfW and the China Development Bank (see BNDES (2017) report).

[3]Until the beginning of 2018, BNDES indexed its loans on the Brazilian Long Term Interest Rate (TJLP), which was institutionally fixed below the market interest rate. Since 2018, the bank started using the Long Term Rate (TLP) on its loans, which is a market level interest rate indexed in a government five year bond.

BNDES is responsible for more than 50% of long term credit in Brazil (see BNDES (2017) report) and it significantly intensified its lending since the 2008 crisis. In real terms, the loans grew 25% per year between 2007 and 2010 and stopped increasing in the 2011-2014 period. It started decreasing only after 2014 due to the economic and political instability in Brazil. In 2016, BNDES loans (in real terms) returned to the same level they were in 2003.

The effects of BNDES loans on Brazilian investment are a controversial issue for several reasons. First, because this debate is very passionate, conflicting worldviews among those who prefer more or less state intervention in the economy. Second, because BNDES resources are obtained either by compulsory contribution of economic agents (in case of FAT[4]) or by general taxpayers (in case of contributions made by the National Treasury). Third, because there is a high correlation (86%) between BNDES loans (as a % of GDP) and investment rate in Brazil (see Figure 1), which may be erroneously interpreted as causal. Finally, because the available evidence points to ambiguous results. On the one hand, Inoue et al. (2013), Lazzarini et al. (2015) and Bonomo et al. (2015) found no causal relationship between public company's access to BNDES credit and their future investment decision. On the other hand, Machado et al. (2014), Oliveira et al. (2014) and Cavalcanti & Vaz (2017) found a positive impact of BNDES on public and private companies, especially on small and medium enterprises (SME)[5]. However, all the available evidence is based on firm-level data, while the public debate focuses on the bank's aggregate effects.

We looked at the BNDES aggregate effect on three investment measures: (i) the Brazilian Gross Fixed Capital Formation (GFCF); (ii) the machinery and equipment part of the GFCF; (iii) machinery and equipment part of the GFCF manufactured in Brazil. This is important because a significant part of BNDES loans is directed for the acquisition of machinery and

[4]FAT means Fundo de Amparo ao Trabalhador (Worker protection fund). It is a fund linked to the Ministry of Labor aimed to the cost of the Unemployment Insurance Program, the Worker's Payment Bonus and the financing of Economic Development Programs.

[5]The objective of Machado et al. (2014) is to evaluate the impact of the "Programa de Sustentação do Investimento" (PSI) on the investment of industrial firms based on the Industrial Survey (PIA Enterprise), which concentrates a very large universe of small and medium enterprises.

FIGURE 1. BNDES loans (as % of GDP) and Investment Rate in Brazil



This figure shows the Brazilian Investment and the BNDES loans as % of GDP. The correlation between the two variables is 86%.

equipment, especially those manufactured in Brazil[6]. The monthly data of the GFCF and its variations were made available recently by the Getúlio Vargas Foundation (FGV) and was not yet explored for economic studies to the best of our knowledge.

Another motivation to use machinery and equipment GFCF measures derives from its importance as a determinant factor of economic growth, which is a primary topic for development banks. For example, De Long & Summers (1991) and De Long et al. (1992) find a strong association between equipment investment and growth and argue that this association

[6]For example, the BNDES product FINAME, which represent approximately one third of BNDES loans, is focused on financing machinery and equipment. BNDES Finame also has a local content policy that used to require until 2016 at least 60% of value and weight of the financed machinery and equipment to be manufactured domestically.

is causal. In the same direction, Sala-i Martin (1997) finds that equipment investment represents one of the few variables with a high association with economic growth after testing 62 candidates in more than two million regressions.

In order to measure the aggregate impact of BNDES, we used impulse-response functions from a large Bayesian Vector Autorregressive (VAR) model following Bańbura et al. (2010). The Bayesian VAR allows us to estimate models with dozens of variables and lags without the curse of dimensionality problem. The idea is to set prior beliefs that most of the VAR coefficients are zero and let the data decide how much the posterior will deviate from the prior. In other words, the model shrinks the coefficients to the prior unless the data is informative. To make our results more robust, we also used double selection as in Belloni et al. (2014) for inference on BNDES loans coefficients from the VAR equations corresponding to investment. The double selection is a more accurate way to conduct inference when we have to select our controls from a large set of possible candidates, which is our case. Belloni et al. (2014) show that even when selecting from a small group of variables, using the significance to chose the variables, there is a good chance the traditional inference will not work, especially if we are dealing with small coefficients.

We found that BNDES effect on the GFCF is positive and statistically significant, with its peak around six months after the shock on BNDES loans. However, the magnitude of this impact is relatively small if we consider the size of the bank. The magnitude and the significance of the effects increase as we go from the more general GFCF to the more specific measures based only on machinery and equipment, which is where BNDES is more active. A shock of approximately 20% on BNDES monthly loans increase the GFCF approximately 1.79% in the first 6 months (3.44% for machinery and equipment and 4.56% for machinery and equipment manufactured in Brazil). Considering these results, each $1 BRL of BNDES loans increased the Brazilian aggregate investment on average by $0.46 BRL. The double selection inference points out to the same direction showing significant coefficients in the first lags of the investment equations. Last but nor least, we report other impulse-responses in the appendix to show that our VAR is coherent with the literature regarding the effects of

monetary policy and for those who want to see BNDES loans impact on other macroeconomic variables.

This article is organized as follows: The large Bayesian VAR is presented in section 2. Sections 3 and 4 show the data and the results. Section 5 presents the Double Selection and other robustness tests for the VAR. We conclude in section 6.

2. Methodology

2.1. **VAR estimation.** We estimate the following Bayesian VAR model:

$$\boldsymbol{y_t} = \mathbf{c} + \sum_{k=1}^{p} \boldsymbol{A}_k \boldsymbol{y_{t-k}} + \boldsymbol{\varepsilon_t}, \tag{1}$$

Where $\boldsymbol{y}_t$ is a n-dimensional vector with all variables included in the VAR, $\boldsymbol{c}$ is a n-dimensional vector of constants, $\boldsymbol{A}_k$ are the coefficient matrices and and $\boldsymbol{\varepsilon_t}$ is the n-dimensional vector of Gaussian errors with covariance matrix $E[\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}'] = \Sigma$. Equation (1) may be written as:

$$\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{X}\boldsymbol{A} + \boldsymbol{\epsilon}, \tag{2}$$

where $\boldsymbol{Y} = (\boldsymbol{Y}_1, \ldots, \boldsymbol{Y}_t)'$, $\boldsymbol{X} = (\boldsymbol{X}_1, \ldots, \boldsymbol{X}_t)'$ with $\boldsymbol{Y}_t = (y_{1,t}, \ldots, y_{n,t})'$, $\boldsymbol{X}_t = (\boldsymbol{Y}'_{t-1}, \ldots, \boldsymbol{Y}'_{t-p})'$, $\boldsymbol{A} = (c, \boldsymbol{A}_1, \ldots, \boldsymbol{A}_p)'$ and $\boldsymbol{\epsilon} = (\boldsymbol{\varepsilon}_1, \ldots \boldsymbol{\varepsilon}_T)'$.

The large Bayesian VAR used by Bańbura et al. (2010) inflates $\boldsymbol{Y}$ and $\boldsymbol{X}$ with dummy observations in order to retain the principles of the Minnesota prior (Litterman 1986) in a computationally efficient estimation. The inclusion of the dummy observations is equivalent to impose a Normal inverted Wishart prior to the coefficients, which also allows for correlation between residuals of different variables in the VAR reduced form, making the model more adequate for structural analysis.

The priors are set to have the following moments for the coefficients:

$$E[(A_k)_{i,j}] = \begin{cases} \delta_i, & j = i, k = 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, \; V[(A_k)_{i,j}] = \begin{cases} \frac{\lambda^2}{k^2}, & j = i \\ \frac{\lambda^2 \sigma_i^2}{k^2 \sigma_j^2}, & \text{otherwise} \end{cases}. \tag{3}$$

The hyper-parameter, λ, controls the relative importance between the prior and the data. If $\lambda = 0$ the posterior equals the prior and the data is ignored and if $\lambda = \infty$ the model ignores the prior and we have the OLS estimates. We follow Bańbura et al. (2010) and De Mol et al. (2008) to select λ according to the size of the model to avoid over-fitting. First, we estimate a small VAR by OLS using only three variables and compute the in-sample mean squared errors (MSE). The next step is to select the value λ that results in the same MSE for the same three variables in the large VAR. The hyper-parameter, δ, is set to 1 to assume prior beliefs that the variables behave as a random walk. We used $\delta = 1$ for non-stationary variables and $\delta = 0$ for stationary variables.

The Normal inverted Wishart prior is defined as:

$$vec(\boldsymbol{A})|\Sigma \sim N(vec(\boldsymbol{A_0}, \Sigma \otimes \Omega_0), \tag{4}$$

$$\Sigma \sim iW(\boldsymbol{S}_0, \alpha_0), \tag{5}$$

where the hyper-parameters $\boldsymbol{A}_0$, Ω_0, $\boldsymbol{S}_0$ and α_0 are chosen in a way that the moments of $\boldsymbol{A}$ meet the moments in equation (3) and the expected value of Σ is equal to the fixed residual covariance matrix of the Minnesota prior.

The dummy observations will simulate the prior in (4) and (5). The T_d dummy observations $\boldsymbol{X}_d$ and $\boldsymbol{Y}_d$ are included in (2) in a way that $\boldsymbol{A}_0 = (\boldsymbol{X}_d'\boldsymbol{X}_d)^{-1}\boldsymbol{X}_d'\boldsymbol{Y}_d$, $\Omega_0 = \boldsymbol{X}_d'\boldsymbol{X}_d$, $\boldsymbol{S_0} = (\boldsymbol{Y}_d - \boldsymbol{X}_d\boldsymbol{A_0})'(\boldsymbol{Y}_d - \boldsymbol{X}_d\boldsymbol{A_0})$ and $\alpha_0 = T_d - (np + 1)$. The dummy observations are constructed as follows:

$$\boldsymbol{Y}_d = \begin{pmatrix} \text{diag}(\delta_1\sigma_1, \ldots, \delta_n\sigma_n)/\lambda \\ \hdashline \boldsymbol{0}_{n(p-1)\times n} \\ \hdashline \text{diag}(\sigma_1, \ldots, \sigma_n) \\ \hdashline \boldsymbol{0}_{1\times n} \end{pmatrix}, \boldsymbol{X}_d = \begin{pmatrix} \boldsymbol{J}_p \otimes \text{diag}(\sigma_1, \ldots, \sigma_n)/\lambda & \boldsymbol{0}_{np\times 1} \\ \hdashline \boldsymbol{0}_{n\times np} & \boldsymbol{0}_{n\times 1} \\ \hdashline \boldsymbol{0}_{1\times np} & \rho \end{pmatrix}, \tag{6}$$

where $\boldsymbol{J}_p = \text{diag}(1, 2, \ldots, p)$ and ρ is a small number set to 0.1. Bańbura et al. (2010) and Litterman (1986) set σ_i^2 as the variance of the residuals of an univariate $AR(p)$ model. We

simply used σ_i^2 as the variance of the ith variable. This may result in very high variances for non-stationary time-series but this will only make the priors less informative for these variables.

Now we have to plug the dummy observations in the data making $\boldsymbol{Y}_* = (\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y}'_d)'$, $\boldsymbol{X}_* = (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}'_d)'$ and $\boldsymbol{\epsilon}_* = (\boldsymbol{\epsilon}'\boldsymbol{\epsilon}'_d)'$ and rewriting (2) as

$$\boldsymbol{Y}_* = \boldsymbol{X}_*\boldsymbol{A} + \boldsymbol{\epsilon}_*, \tag{7}$$

The posterior will be:

$$vec(\boldsymbol{A})|\Sigma, \boldsymbol{Y} \sim N(vec(\tilde{\boldsymbol{A}}, \Sigma \otimes (\boldsymbol{X}'_*\boldsymbol{X}_*)^{-1}), \tag{8}$$

$$\Sigma|\boldsymbol{Y} \sim iW(\tilde{\Sigma}, T_d + 1 + T - np), \tag{9}$$

where $\tilde{\boldsymbol{A}} = (\boldsymbol{X}'_*\boldsymbol{X}_*)^{-1}\boldsymbol{X}'_*\boldsymbol{Y}_*$, which coincides with the OLS estimates for (7) and the posterior mean of the Minnesota. The posterior of the covariance matrix depends on $\tilde{\Sigma} = (\boldsymbol{Y}_* - \boldsymbol{X}_*\tilde{\boldsymbol{A}})'(\boldsymbol{Y}_* - \boldsymbol{X}_*\tilde{\boldsymbol{A}})$. The solution can be easily computed because it involves only inverting moderate size matrices even if we have big models with 100 variables and 20 lags.

2.2. **Identification.** We identified the BNDES shock using recursive identification. The vector $\boldsymbol{y}_t$ was organized as $\boldsymbol{y_t} = (\boldsymbol{y}'_{t,a}, BL_t, \boldsymbol{y}'_{t,b})'$, where $\boldsymbol{y}_{t,a}$ contains the variables we assumed that do not respond contemporaneously to BNDES loans, $\boldsymbol{y}_{t,b}$ has the variables that are affected by the loans contemporaneously and BL is the BNDES loans variable. Finally, we computed the impulse-responses drawing from Σ and computing the recursive identification for each draw. Similar procedures were used to identify monetary shocks by Bernanke et al. (2005), Stock & Watson (2005) and Han (2015). These authors divide variables in slow and fast variables and assume that only the fast variables respond contemporaneously to the monetary shock. We do not have a natural division of the variables in our case. However, we may assume that global variables such as world production and commodity prices indexes are not affected by BNDES loans, therefore, these variables are included in $\boldsymbol{y}_{t,a}$. Variables

that are fast for the monetary shock are likely to be fast in our case as well, especially uncertainty measures, exchange rates and stock market indexes, which are all included in $\boldsymbol{y}_{t,b}$. Finally, there are variables such as Brazilian investment, industrial production, labour costs and capacity utilization that are not as clear as the fast and world variables. We adopted a conservative hypothesis and include these variables in $\boldsymbol{y}_{t,b}$, i.e. they may be affected contemporaneously by BNDES but not vice versa. We have two reasons for these assumptions. First, because all BNDES loans only occur after a long period of project analysis (around one year for direct operations). Therefore, its hard to believe that a shock on any other domestic variable can increase the bank loans within a month. Second, for bigger loans its not unusual for the companies to borrow from commercial banks first and then borrow from BNDES to pay the commercial bank. Therefore, when BNDES lends money the investment is already running and its effects on the economy may be already visible. Nevertheless, the results are similar if we include these activity variables in $\boldsymbol{y}_{t,a}$ and the conclusions remain the same.

Following Bernanke et al. (2005), Bańbura et al. (2010) and others, the recursive identification makes the shock of interest, in out case the BNDES shock, orthogonal to all other shocks. First we make $\boldsymbol{B} = \boldsymbol{C}\boldsymbol{D}^{1/2}$ the lower diagonal of the Cholesky decomposition of the covariance matrix of reduced form VAR, Σ, such that $\boldsymbol{C}\boldsymbol{D}\boldsymbol{C}' = \Sigma$ and $\boldsymbol{D} = diag(\Sigma)$. The structural VAR will have the following form:

$$\boldsymbol{\mathcal{A}}_0 \boldsymbol{y_t} = \mathrm{v} + \sum_{k=1}^{p} \boldsymbol{\mathcal{A}}_k \boldsymbol{y_{t-k}} + \boldsymbol{e_t}, \tag{10}$$

where $\boldsymbol{\mathcal{A}}_0 = \boldsymbol{C}^{-1}$, $\boldsymbol{\mathcal{A}}_j = \boldsymbol{C}^{-1}\boldsymbol{A}_j$, $\boldsymbol{v} = \boldsymbol{C}^{-1}\boldsymbol{c}$ and $\boldsymbol{e}_t = \boldsymbol{C}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon_t}$ will be the structural shocks. Now we must draw from Σ to compute $\boldsymbol{B}$ and $\boldsymbol{C}$ and raise the distribution of the impulse responses.

3. Data

Table 1 describes our data. We used 180 monthly observations from January 2002 to December 2016[7]. All variables, except the interest rate (IR), are in logarithm. Variables were seasonally adjusted when needed. All variables, except the Commodity Price Index (CRB), the Brazilian Risk Premium (CDS), the Industry Confidence Index (ICI), the Uncertainty measure (UNCERT) and the IBOVESPA stock index (IBOV), are in real terms. The BNDES loans were deflated by a producer price index (IPA-DI) because consumer prices indexes are not representative for the goods typically financed by BNDES[8]. We also tested BNDES loans excluding disbursements for working capital, capitalization, exports, etc and the results were the same in terms of relative impact size and significance. Therefore, we report only the results for BNDES total loans. Variables with $\delta = 1$ were treated as a Random Walk in the priors and variables with $\delta = 0$ were treated as white noise. We selected δ using the Phillips & Perron (1988) test. Our VAR has a total of 17 variables including the main variables that describe the Brazilian economy. Bańbura et al. (2010) argues that the inclusion of more variables may improve the forecasting accuracy but in case of structural analysis a medium size VAR such as the one we estimated, with the key economic variables, is enough.

4. Results

We estimated a VAR with 13 lags using all variables in Table 1 in the same order. The small VAR estimated to find λ used the variables BL, GFCF and IR and we obtained $\lambda = 0.6112$. The three investment variables are the GFCF, its variation that includes only machinery and equipment (GFCF ME) and another variation that includes only machinery and equipment manufactured in Brazil (GFCF ME-BR). Figure 2 shows the impulse responses of BNDES loans on each of the three investment measures. The size of the impulse was of one standard deviation of the structural shock (approximately 20%) and the response was of approximately 1.79% in the total GFCF if we look at the total increase on investment in the first six

[7]We used this period due to limitations on the data, especially the ex-ante real interest rate.
[8]We also used the consumer price index (IPCA) and the results do not change.

TABLE 1. Data description

code	Description	Source	δ
TT	Terms of Trade	Funcex	1
CRB	Commodity Price Index	Thomson Reuters	1
CDS	Risk Premium	Thomson Reuters	1
WPROD	World production	CPB	1
BL	BNDES Loans	BNDES	0
GFCF	Gross Fixed Capital Formation	FGV	1
GFCF ME	GFCF Machinery and Equipment	FGV	1
GFCF ME-BR	GFCF ME manufactured in Brazil	FGV	1
GDP	Gross Domestic Product	FGV	1
IP	Industrial Production	IBGE	1
ULC	Unity Labour Cost	BCB	0
CUR	Capacity Utilization Rate	FGV	1
IR	Interest Rate	Bloomberg	1
ICI	Industry Confidence Index	FGV	1
UNCERT	Uncertainty Measure	FGV	0
ER	Real Effective Exchange Rate	BCB	1
IBOV	IBOVESPA stock index	BCB	1

The sources abbreviations refer to:
- Funcex: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior,
- CPB: CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis,
- FGV: Getúlio Vargas Foundation,
- IBGE: Brazilian Institute of Geography and Statistics,
- BCB: Brazilian Central Bank,
- BNDES: Brazilian Development Bank.

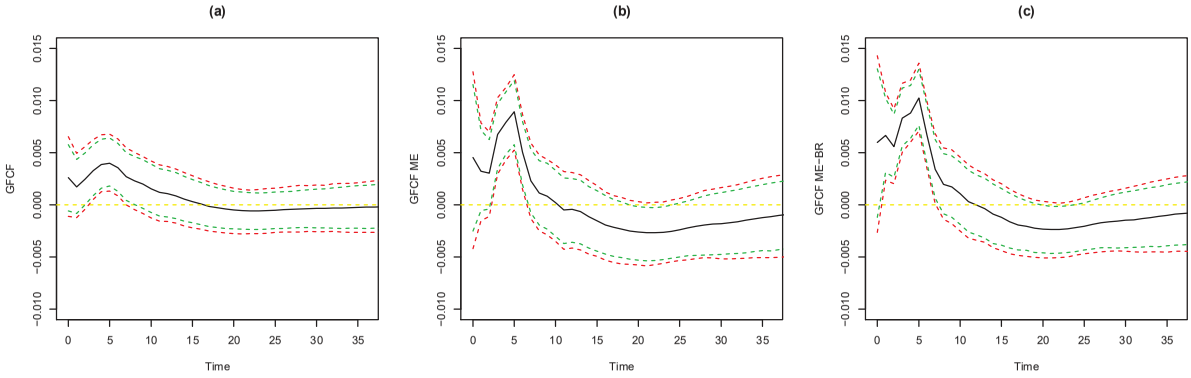
months[9]. The GFCF ME increased approximately 3.44% and the GFCF ME-BR increased approximately 4.56%. Although the impact on aggregate investment is small, it is significant for $\alpha = 0.05$ mostly on the first six months including the month we had the shock on the loans. The response is bigger for the machinery and equipment variations of the GFCF (panels (b) and (c)).

Its important to note that between 2002 and 2016 BNDES loans corresponded to approximately 14.6% of total GFCF. The impulse of one standard deviation on BNDES loans represents 20% more money in the first month and 26.6% more money in the first six months. We would like to know how much 1 extra Brazilian Real (BRL) of loans generates of extra

[9]We have considered only the first six months because this is the period with statistical significance.

investment. For this proportion to be one to one, the 26.6% increase on the loans would have to represent a 26.6% increase on the loans fraction of the GFCF, which is 14.6%. A 26.6% increase in 14.6% is approximately 3.9%. Therefore, one extra BRL of loans represents only 0.46 BRL of extra investment because the GFCF increases only 1.79% if we consider the first six months[10].

FIGURE 2. GFCF response to an increase of approximately 20% in the BNDES loans



The dashed lines show the 90 and 95% confidence bands from 1000 draws of Σ. The model is a VAR(13) with 17 variables.

BNDES impact on investment is smaller than expected by the advocates of this instrument as a tool to increase investment in Brazil, but also higher than what is claimed by many critics of BNDES performance. It is possible to observe some degree of funding substitution, with BNDES disbursements taking place of other capital sources. This result could be explained in several ways. First, it could be due to the fact that BNDES lends mainly to large companies, which probably do not suffer of credit constraints. The fraction of the loans directed to large companies was around 70% in the period 2002-2016. Even if we do not include the public sector (which is considered as a large company in BNDES statistics), infrastructure and exports (typically composed by large companies), the disbursements made

[10]It is not possible to make the same account for investment in machinery and equipment and for investment in machines and equipment manufactured in Brazil because there are no available data on these investments in nominal terms for the period analyzed.

to large companies are still around 50% in the period[11]. Second, the result may be influenced by BNDES internal incentive structure, which stimulated bigger disbursement in the period under analysis. For example, between 2009 and 2011 the disbursement per employee was one of the determinants used to the Banks profit sharing and between 2012 and 2015 the bank started using disbursements in specific areas such as environmental and innovation projects[12]. Third, the result could be a consequence of the fact that BNDES historically did not evaluate the effectiveness of its loans (e.g. positive effects on investment). For example, the first effectiveness report was launched only in 2014 and the Monitoring and Evaluation Department was created only in 2016[13].

Our results are compatible with the early mentioned microeconomic available evidence, which shows that BNDES loans to public traded companies, typically large companies, usually have a near to zero investment impact (see Inoue et al. (2013), Lazzarini et al. (2015) and Bonomo et al. (2015)) and a significantly positive impact on small and medium-sized companies (see Cavalcanti & Vaz (2017), Machado et al. (2014), Oliveira et al. (2014)). Therefore, the aggregate result can be strongly influenced by BNDES loans composition, in which large firms account for a big part of the loans.

Finally, it is important to stress that our results are related to the BNDES aggregate impact on investment. It does not imply that all programs or credit lines also had little impact on the investment of supported firms or that other objectives have not been achieved with the Bank's intervention[14]. Also, our results addressed BNDES performance in the specific sample period considered here, i.e., 2002 to 2016, so it cannot be generalized in historical terms nor extended to future operations.

[11]We would like to thank Rodrigo Madeira for making available the data, discussed in Madeira (2015).
[12]Only in 2016 disbursement statistics ceased to be a criterion for the Banks profit sharing
[13]Even tough, there was since 2010 the existence of a small management group with Monitoring and Evaluation purposes. For the sake of comparison, the Inter-American Development Bank has a specific Directory for Monitoring and Evaluation goals
[14]This literature is growing in several directions. Ribeiro & DeNegri (2009), Coelho & De Negri (2011), Ottaviano & Lage de Sousa (2014), Cavalcanti & Vaz (2017) analyzed the impact of BNDES on productivity of supported companies. The impact on employment was studied in Pereira (2007), Reiff et al. (2007), Machado et al. (2011). The effects on the Brazilian exports were addressed in Silva et al. (2012), Galettia & Hiratukab (2013), Alvarez et al. (2014). The impact on innovation was studied in Machado et al. (2017)

5. Robustness

5.1. **Restriction on the sum of the coefficients.** The BVAR we estimated in the previous section does not have any restriction on the sum of the coefficients. Bańbura et al. (2010) points out that a VAR in the first difference would have the restriction $(I_n - \sum_{k=1}^{p} A_k = 0)$. The authors follow Doan et al. (1984) and set a prior that shrinks the left side of the equation above to zero. This technique is called "inexact differencing" and it is implemented by including the following dummy observations in the data[15]:

$$\boldsymbol{Y}_\delta = \begin{bmatrix} \text{diag}(\delta_1\mu_1, \ldots, \delta_n\mu_n)/\tau \end{bmatrix}, \boldsymbol{X}_\delta = \begin{pmatrix} (1, 2, \ldots, p) \otimes \text{diag}(\delta_1\mu_1, \ldots, \delta_n\mu_n)/\tau & 0_{n\times 1} \end{pmatrix}, \tag{11}$$

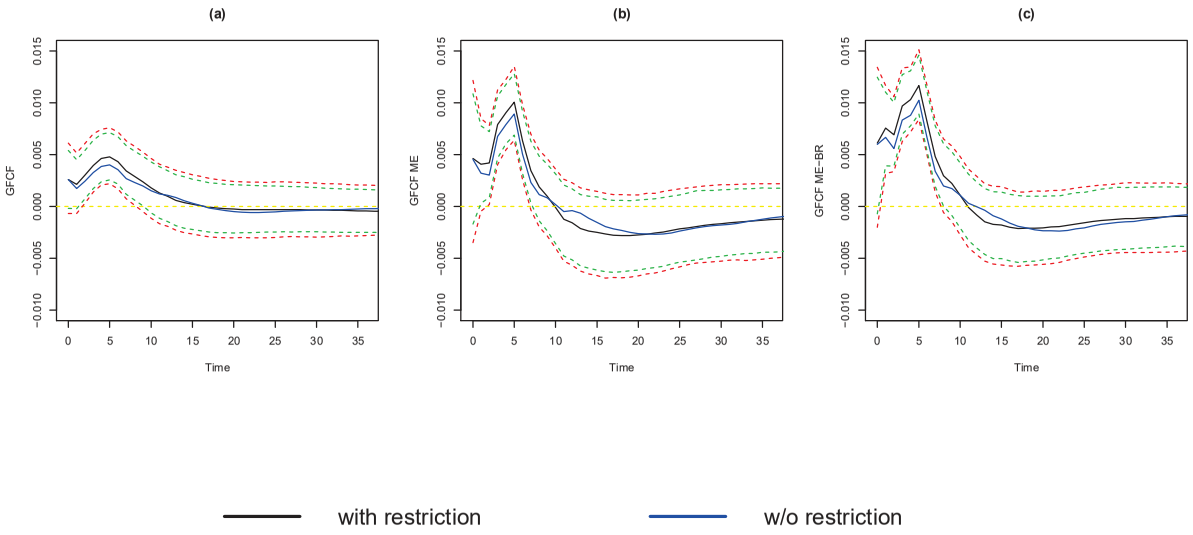
where is μ_i the average of the variable $y_{i,t}$ and τ controls the degree of shrinkage of the restriction to zero. If $\tau \sim 0$ we have the case of exact differences and if $\tau \sim \infty$ we have the case of no shrinkage. Finally, in this case we have $\boldsymbol{Y}_* = (\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y}'_d\boldsymbol{Y}'_\delta)'$, $\boldsymbol{X}_* = (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}'_d\boldsymbol{Y}'_\delta)'$ and $\boldsymbol{\epsilon}_* = (\boldsymbol{\epsilon}'\boldsymbol{\epsilon}'_d\boldsymbol{\epsilon}'_\delta)'$.

Figure 3 shows the impulse responses for the restricted model compared to the unrestricted for $\tau = 10$. The results are very similar and favour the robustness of the model. The sum of the responses for the first six months are, respectively, 2.11%, 3.99% and 5.23% for a shock of 29% on BNDES loans against 1.79%, 3.44% and 4.56% for a 26.6% shock in the unrestricted model. The shape and the significance of both models is also similar.

5.2. **Double selection inference.** Given the size of the VAR, usual inference on the coefficients is unfeasible unless we select only a subset of the variables in the model. Therefore, we used the double selection (DS) procedure proposed by Belloni et al. (2014) to test if the coefficients corresponding to BNDES loans are significant in the investment equations. The DS allows us to do inference after selecting the controls in the equation using Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (LASSO) (Tibshirani 1996). The motivation behind the

[15]This dummy observations are included in eq. 6

FIGURE 3. GFCF response to an increase of approximately 20% in the BNDES loans in the model with restriction on the sum of the coefficients



The dashed lines show the 90 and 95% confidence bands from 1000 draws of Σ. The model is a VAR(13) with 17 variables and restriction on the sum of the coefficients.

method is that if we ignore the fact that our controls were selected from a larger set of possible variables the inference may be affected, especially when the coefficients we want to test are very small. Belloni et al. (2014) show the problem in a simulation example where the coefficient distribution after selecting controls using LASSO without DS is bimodal. However, the problem is not a particularity of the LASSO. Even if we use a naive procedure of selecting the variables on a step-wise procedure by removing the non-significant coefficients the inference may be contaminated.

Suppose we want to test the effects of variable d on variable y and we have to select controls in $\boldsymbol{x}$, the DS steps are as follows:

(1) Estimate the equation for y using all controls in $\boldsymbol{x}$ with LASSO and save the selected variables indexed by I_1.

(2) Estimate the equation for d using all controls in $\boldsymbol{x}$ with LASSO and save the selected variable indexed by I_2.

(3) Estimate the equation for y using d and the selected variables from $I_1 \cup I_2$ using OLS, compute the test statistics and check for significance.

We followed the above procedure on all three GFCF equations in the VAR using d as all lags of BNDES loans and all other variables as controls. This procedure does not say anything about causal impact of BNDES loans on investment. Instead, if some of coefficients are significant we obtain something similar to a Granger causality.

Table 2 shows the double selection results for the VAR equations corresponding to GFCF measures. Our objective is to give more robustness to the results and perform inference in the coefficients of the reduced form of the VAR. We obtained positive and significant coefficients[16] for some lags until $t-5$ and the significance is more apparent as we go from the GFCF (first column) to the GFCF ME (second column) and to GFCF ME-BR (third column). These results are similar to a Granger causality test and they are coherent with the impulse responses in figure 2.

6. Conclusion

We showed that BNDES loans have a positive and statistical significant impact on the Brazilian Gross Fixed Capital Formation (GFCF). However, the magnitude of this impact is relatively small if we consider the size of the bank. The additionality of BNDES loans is approximately 0,46. It means that each $1 BRL of BNDES loans increased the investment on average by $0.46 BRL between 2002 and 2016. Our results are based on impulse-response functions of a large Bayesian VAR and on double selection inference on the BNDES loans coefficients in the GFCF equations from the VAR.

We used three measures of GFCF: the aggregated measure, the GFCF corresponding only to machinery and equipment and the GFCF for machinery and equipment manufactured in Brazil. BNDES impact increases as we go from the first to the last measure both on size and on significance. This result is not surprising because the bank is more active on machinery and equipment. Nevertheless, in all cases an increase of approximately 26,6% in BNDES

[16] Values are multiplied by 100.

TABLE 2. Double Selection Inference on the BNDES coefficients of GFCF equations

	Investment Measure		
BL	GFCF	GFCF ME	GFCG ME-BR
t-1	0.53	2.80	4.11**
	(0.63)	(1.73)	(1.87)
t-2	0.80	1.66	2.34
	(0.66)	(1.81)	(1.96)
t-3	1.01	4.25**	4.38**
	(0.66)	(1.81)	(1.95)
t-4	1.27*	3.82**	3.48*
	(0.65)	(1.80)	(1.92)
t-5	1.71**	6.73***	6.74***
	(0.67)	(2.02)	(1.98)
t-6	0.87	1.01	0.74
	(0.65)	(1.78)	(1.92)
t-7	-0.36	-0.57	-1.45
	(0.65)	(1.78)	(1.91)
t-8	0.60	0.19	-0.09
	(0.64)	(1.77)	(1.91)
t-9	0.16	0.44	0.35
	(0.63)	(1.74)	(1.87)
t-10	0.20	-0.44	-0.32
	(0.63)	(1.73)	(1.86)
t-11	-0.11	0.92	1.73
	(0.63)	(1.72)	(1.85)
t-12	1.36**	1.49	1.23
	(0.64)	(1.70)	(1.83)
t-13	0.75	1.63	1.74
	(0.60)	(1.62)	(1.75)

Coefficients and Standard errors multiplied by 100
Signif.codes: 0.1 '*', 0.05 '**', 0.01 '***'

loans (in the first six months) represent an investment increase of approximately 1.79% (3.44% for machinery and equipment and 4.56% for machinery and equipment manufactured in Brazil) in the first six months.

These results may be related to the composition of BNDES loans in the 2002-2016 period. More than half of BNDES loans were directed to large companies, which probably do not suffer from credit constraints and could borrow money elsewhere. This interpretation is

compatible with the firm-level available evidence, which suggests that BNDES is more effective when it lends to small and medium companies (Machado et al. 2014, Cavalcanti & Vaz 2017) but not to public traded (typically large) ones (Inoue et al. 2013, Lazzarini et al. 2015, Bonomo et al. 2015). Institutional factors, such as the BNDES internal incentive structure, which historically fostered the increase of disbursements, and the organizational structure, which historically downplayed the importance of evaluating the banks effectiveness, can also explain this result.

To sum up, our results are important to see the macroeconomic effects of BNDES loans and they should shed more light to the public debate. They are a starting point to answer several questions, especially related to whether the Bank could use its resources more efficiently. Frischtak et al. (2017) point to promising paths for BNDES to become increasingly effective in its mission to promote Brazilian economic development.

References

Ades, A. & Di Tella, R. (1997), 'National champions and corruption: some unpleasant interventionist arithmetic', *The Economic Journal* **107**(443), 1023–1042.

Alvarez, R. B., Prince, D. & Júnior, S. K. (2014), 'Prêmio cni de economia-2014'.

Antunes, A., Cavalcanti, T. & Villamil, A. (2015), 'The effects of credit subsidies on development', *Economic Theory* **58**(1), 1–30.

Bańbura, M., Giannone, D. & Reichlin, L. (2010), 'Large bayesian vector auto regressions', *Journal of Applied Econometrics* **25**(1), 71–92.

Belloni, A., Chernozhukov, V. & Hansen, C. (2014), 'Inference on treatment effects after selection among high-dimensional controls', *The Review of Economic Studies* **81**(2), 608–650.

Bernanke, B. S., Boivin, J. & Eliasz, P. (2005), 'Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (favar) approach', *The Quarterly journal of economics* **120**(1), 387–422.

BNDES (2017), 'Livro verde: nossa história como ela é', *BNDES* .

Bond, P. (2013), The brics bank and shifts in multilateral finance: A view from south africa, *in* 'SouthGovNet conference panel: Institutions of South-South Cooperation. Fudan University Institute of International Relations, Shanghai, China'.

Bonomo, M., Brito, R. D. & Martins, B. (2015), 'The after crisis government-driven credit expansion in brazil: A firm level analysis', *Journal of International Money and Finance* **55**, 111–134.

Bruck, N. (1998), 'Role of development banks in the twenty-first century', *Journal of Emerging Markets* **3**, 39–68.

Buera, F. J., Moll, B. & Shin, Y. (2013), 'Well-intended policies', *Review of Economic Dynamics* **16**(1), 216–230.

Cavalcanti, T. & Vaz, P. H. (2017), 'Access to long-term credit and productivity of small and medium firms: A causal evidence', *Economics Letters* **150**, 21–25.

Coelho, D. & De Negri, J. A. (2011), Impacto do financiamento do bndes sobre a produtividade das empresas: Uma aplicação do efeito quantílico de tratamento, Technical report, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].

De Aghion, B. A. (1999), 'Development banking', *Journal of Development Economics* **58**(1), 83–100.

De Long, J. B. & Summers, L. H. (1991), 'Equipment investment and economic growth', *The Quarterly Journal of Economics* **106**(2), 445–502.

De Long, J. B., Summers, L. H. & Abel, A. B. (1992), 'Equipment investment and economic growth: how strong is the nexus?', *Brookings Papers on Economic Activity* **1992**(2), 157–211.

De Mol, C., Giannone, D. & Reichlin, L. (2008), 'Forecasting using a large number of predictors: Is bayesian shrinkage a valid alternative to principal components?', *Journal of Econometrics* **146**(2), 318–328.

Doan, T., Litterman, R. & Sims, C. (1984), 'Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions', *Econometric reviews* **3**(1), 1–100.

Faccio, M. (2006), 'Politically connected firms', *The American economic review* **96**(1), 369–386.

Frischtak, C., Pazarbasioglu, C., Byskov, S., Perez, A. & Carneiro, I. (2017), 'Towards a more effective bndes', *World Bank Finance and Markets Global Practice* **117304**.

Galettia, J. & Hiratukab, C. (2013), 'Financiamento às exportações: uma avaliação dos impactos dos programas públicos brasileiros', *Revista de Economia Contemporânea* **17**(3), 494–516.

Gerschenkron, A. (1962), Economic backwardness in historical perspective: a book of essays, Technical report, Belknap Press of Harvard University Press Cambridge, MA.

Gutierrez, E., Rudolph, H., Homa, T. & Beneit, E. B. (2011), 'Development banks: role and mechanisms to increase their efficiency'.

Han, X. (2015), 'Tests for overidentifying restrictions in factor-augmented var models', *Journal of Econometrics* **184**(2), 394–419.

Inoue, C. F., Lazzarini, S. G. & Musacchio, A. (2013), 'Leviathan as a minority shareholder: Firm-level implications of state equity purchases', *Academy of Management Journal* **56**(6), 1775–1801.

Kornai, J. (1979), 'Resource-constrained versus demand-constrained systems', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 801–819.

La Porta, R., Lopez-de Silanes, F. & Shleifer, A. (2002), 'Government ownership of banks', *The Journal of Finance* **57**(1), 265–301.

Lazzarini, S. G., Musacchio, A., Bandeira-de Mello, R. & Marcon, R. (2015), 'What do state-owned development banks do? evidence from bndes, 2002–09', *World Development* **66**, 237–253.

Levy-Yeyati, E. L., Micco, A. & Panizza, U. (2004), 'Should the government be in the banking business? the role of state-owned and development banks'.

Litterman, R. B. (1986), 'Forecasting with bayesian vector autoregressions—five years of experience', *Journal of Business & Economic Statistics* **4**(1), 25–38.

Machado, L., Grimaldi, D. d. S., Albuquerque, B. E. & Santos, L. d. O. (2014), 'Additionality of countercyclical credit: evaluating the impact of bndes'psi on the investment of industrial firms'.

Machado, L., Martini, R. & Gama, M. (2017), 'Does bndes innovation credit boost firms' effort and results? evidence from brazilian panel data', *Mimeo* .

Machado, L., Parreiras, M. A. & Peçanha, V. R. (2011), 'Avaliação de impacto do uso do cartão bndes sobre o emprego nas empresas de menor porte', *Revista do BNDES* **36**, 6.

Madeira, R. F. (2015), 'Bndes, escopo e mpmes', *Jornal Valor Econômico* .

Musacchio, A., Lazzarini, S. G., Makhoul, P. & Simmons, E. (2017), 'The role and impact of development banks', *World Bank Working Paper (fothcoming)* .

Oliveira, F. N. et al. (2014), Investment of firms in brazil: do financial restrictions, unexpected monetary shocks and bndes play important roles?, *in* 'XV Encontro Brasileiro de

Finanças'.

Ottaviano, G. I. & Lage de Sousa, F. (2014), 'Relaxing credit constraints in emerging economies: The impact of public loans on the performance of brazilian manufacturers', *Centro Studi Luca d'Agliano Development Studies Working Paper* (369).

Pereira, R. (2007), 'Ação do bndes sobre o emprego formal: efeito nas empresas financiadas', *Revista do BNDES* **14**(27), 27–42.

Phillips, P. C. & Perron, P. (1988), 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika* **75**(2), 335–346.

Reiff, L. O. d. A., SANTOS, G. A. G. d. & Rocha, L. H. R. (2007), 'Emprego formal, qualidade de vida e o papel do bndes', *Revista do BNDES, Rio de Janeiro* **14**(27), 5–26.

Ribeiro, E. P. & DeNegri, J. A. (2009), Public credit use and manufacturing productivity in brazil, *in* 'Mimeographed document. Available at: http://www. economics. illinois. edu/seminars/development/documents/Ribeiro_ProductivityBrazilcausaleffect. pdf'.

Rodrik, D. (2004), 'Industrial policy for the twenty-first century'.

Sala-i Martin, X. X. (1997), 'I just ran two million regressions', *The American Economic Review* pp. 178–183.

Silva, C. E. L. et al. (2012), 'O impacto do bndes exim no tempo de permanência das firmas brasileiras no mercado internacional: uma análise a partir dos microdados', *Planejamento e Políticas Públicas* (38).

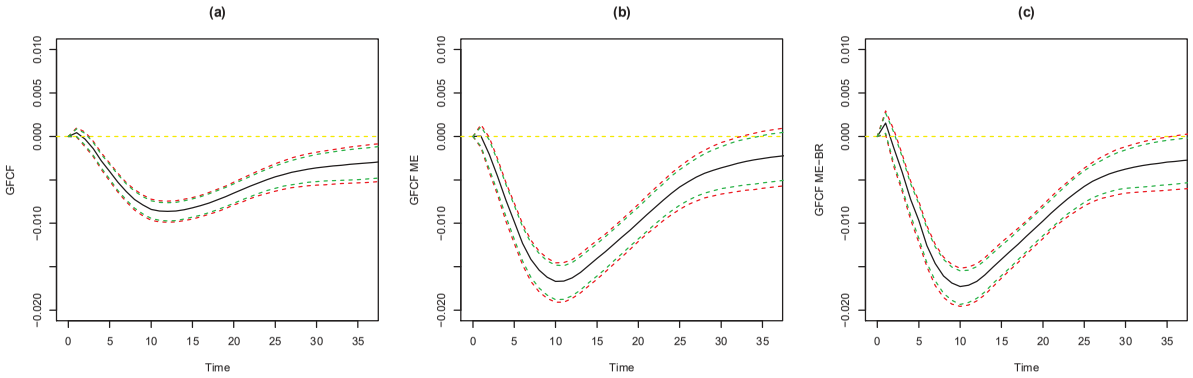
Stock, J. H. & Watson, M. W. (2005), Implications of dynamic factor models for var analysis, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Tibshirani, R. (1996), 'Regression shrinkage and selection via the lasso', *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* pp. 267–288.

Appendix A. Interest rate

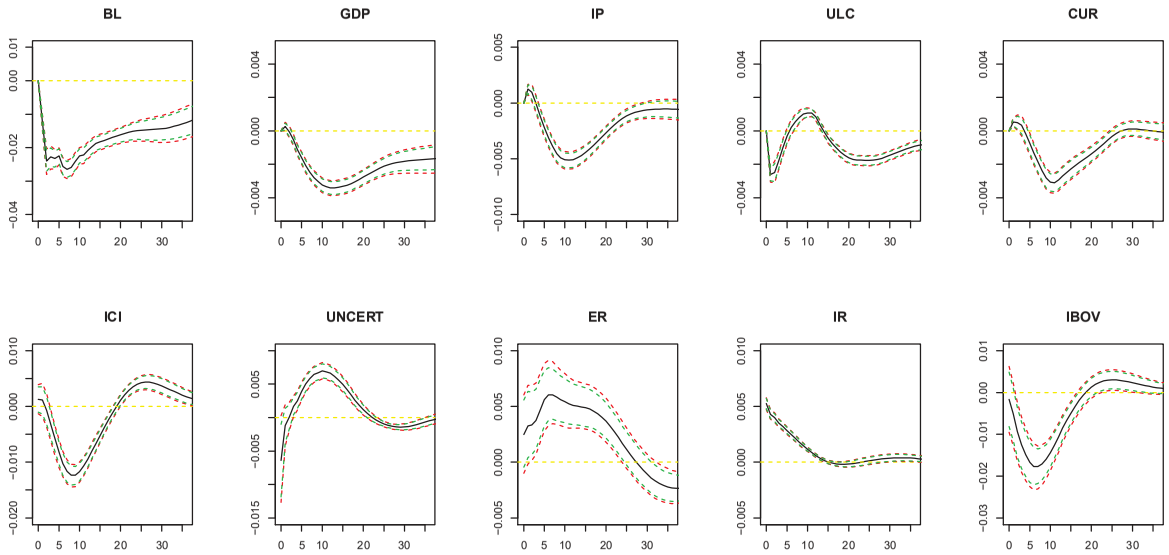
In this appendix we report the GFCF response to an impulse on the interest rate (figure 4) and some other variables (figure 5) to show that our VAR is coherent with the literature.

Figure 4. GFCF response to an increase of approximately 0.5% in the interest rate



The dashed lines show the 90 and 95% confidence bands from 1000 draws of Σ. The model is a VAR(13) with 17 variables.

FIGURE 5. Other variables response to an increase of approximately 0.5% in the interest rate

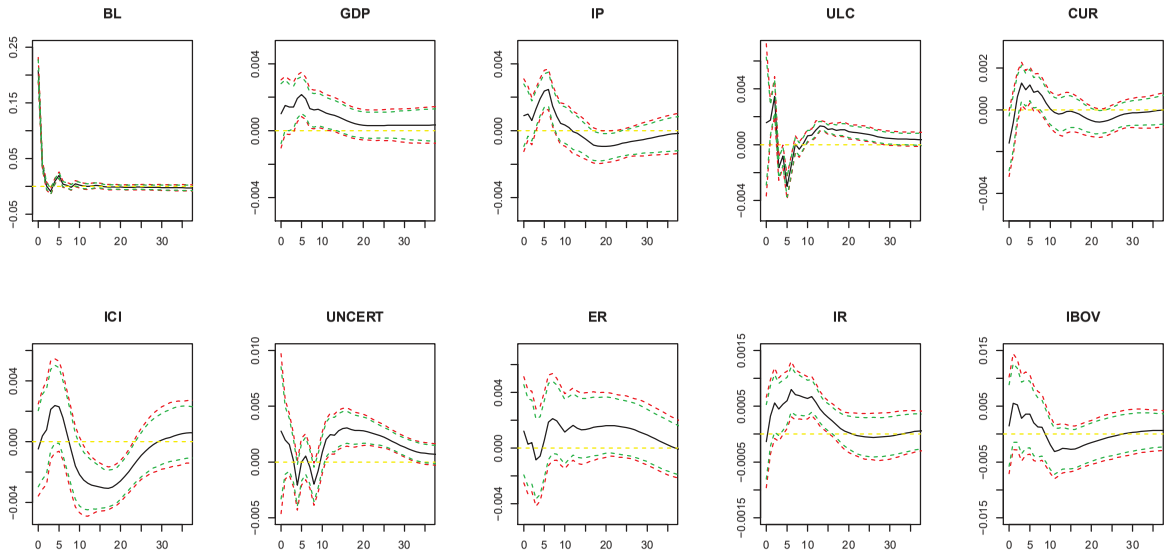


The dashed lines show the 90 and 95% confidence bands from 1000 draws of Σ. The model is a VAR(13) with 17 variables.

Appendix B. BNDES loans

This appendix shows other variables response to an increase in the BNDES loans.

Figure 6. Other variables response to an increase of approximately 20% in the BNDES loans



The dashed lines show the 90 and 95% confidence bands from 1000 draws of Σ. The model is a VAR(13) with 17 variables.

B.1. **Impulse Response Coefficients.**

TABLE 3. Impulse Response Coefficients

Impulse Response Coefficients								
	Unrestricted Model				Restricted Model			
h	BL	GFCF	GFCF ME	GFCF ME-BR	BL	GFCF	GFCF ME	GFCF ME-BR
0	20.78	0.26	0.45	0.60	20.26	0.26	0.46	0.61
1	3.75	0.17	0.32	0.67	4.50	0.21	0.41	0.76
2	0.08	0.24	0.30	0.56	1.02	0.30	0.42	0.69
3	-0.90	0.33	0.67	0.83	-0.06	0.40	0.79	0.97
4	0.91	0.38	0.79	0.88	1.48	0.46	0.90	1.03
5	1.96	0.40	0.89	1.02	2.39	0.48	1.01	1.17
6	0.41	0.36	0.50	0.67	0.83	0.43	0.63	0.82
7	0.19	0.27	0.23	0.34	0.53	0.34	0.35	0.48
8	-0.16	0.23	0.11	0.20	0.11	0.29	0.19	0.30
9	0.47	0.20	0.08	0.17	0.64	0.24	0.10	0.22
10	0.27	0.15	0.02	0.11	0.42	0.18	-0.01	0.11
11	0.06	0.12	-0.05	0.03	0.20	0.13	-0.12	-0.01
12	-0.01	0.11	-0.04	-0.00	0.11	0.10	-0.16	-0.08
13	0.08	0.09	-0.06	-0.04	0.17	0.06	-0.21	-0.15
14	0.20	0.05	-0.11	-0.09	0.30	0.04	-0.24	-0.17
15	0.12	0.03	-0.15	-0.12	0.27	0.02	-0.25	-0.18
16	-0.02	0.01	-0.19	-0.16	0.17	0.00	-0.27	-0.20
17	-0.11	-0.01	-0.22	-0.19	0.09	-0.01	-0.28	-0.21
18	-0.10	-0.03	-0.23	-0.21	0.09	-0.01	-0.28	-0.21
19	-0.10	-0.04	-0.25	-0.22	0.09	-0.02	-0.28	-0.21
20	-0.12	-0.05	-0.26	-0.23	0.07	-0.03	-0.28	-0.21
21	-0.14	-0.05	-0.27	-0.24	0.03	-0.03	-0.27	-0.20
22	-0.15	-0.06	-0.27	-0.24	0.01	-0.03	-0.26	-0.19
23	-0.13	-0.06	-0.26	-0.23	0.01	-0.03	-0.25	-0.18
24	-0.12	-0.06	-0.25	-0.22	0.01	-0.03	-0.23	-0.17
25	-0.13	-0.05	-0.24	-0.21	0.01	-0.03	-0.22	-0.16
26	-0.14	-0.05	-0.22	-0.19	-0.02	-0.03	-0.20	-0.14
27	-0.15	-0.04	-0.21	-0.17	-0.03	-0.03	-0.19	-0.13
28	-0.16	-0.04	-0.19	-0.16	-0.04	-0.03	-0.18	-0.13
29	-0.17	-0.04	-0.19	-0.16	-0.05	-0.03	-0.17	-0.12
30	-0.19	-0.04	-0.18	-0.15	-0.06	-0.04	-0.17	-0.12
31	-0.20	-0.03	-0.17	-0.14	-0.07	-0.03	-0.16	-0.12
32	-0.22	-0.03	-0.16	-0.13	-0.09	-0.04	-0.15	-0.11
33	-0.22	-0.03	-0.15	-0.12	-0.09	-0.04	-0.14	-0.11
34	-0.23	-0.03	-0.13	-0.11	-0.10	-0.04	-0.14	-0.11
35	-0.24	-0.02	-0.12	-0.10	-0.11	-0.04	-0.13	-0.10
36	-0.25	-0.02	-0.11	-0.09	-0.11	-0.04	-0.13	-0.10

The table shows the median of the impulse response distribution obtained drawing 1000 times from Σ.

Accessing the Federal and State Fiscal Multipliers in Brazilian States

Paulo de Carvalho Lins*

Gian Paulo Soave†

Area 4: Applied Macroeconomics
This version:
April 20, 2018

Abstract

This paper aims to assess the empirical effects of fiscal shocks on private activity in the Brazilian states. We propose a method that makes it possible to analyze shocks coming from both federal and state levels. Especially, the method accounts for the potential heterogeneity in the impulse responses across the states, which might be a problem because of the known substantial differences in the Brazilian regions regarding economic and social development, and regarding institutional framework. We propose a Panel VAR (PVAR) estimated through Bayesian methods coupled with a hierarchical prior. Analyzing the impulse response functions of private GDP and unemployment to fiscal shocks, we observed a relative homogeneity between the five regions of the country. Analyzing the fiscal multipliers of federal and state expenditures, we observed a great deal of heterogeneity between the states, even between states belonging to the same region. Finally, the states present magnitudes of different fiscal multipliers depending on the origin of public expenditure - state or federal level.

Keywords: Vector Bayesian Hierarchical Model; Sign Restrictions; Fiscal Policy
JEL - Classification: E60, E62

Resumo

Neste artigo, buscamos acessar empiricamente os efeitos de choques de política fiscal sobre a atividade privada nos estados brasileiros. Propomos uma metodologia que permite analisar simultaneamente choques advindos das entidades fiscais estaduais e federal. Além disso, nossa metodologia acomoda a potencial heterogeneidade dos estados nas respostas a choques fiscais, uma vez que as regiões brasileiras apresentam diferenças significantes em termos de desenvolvimento econômico e social e são conectadas por um complexo arcabouço institucional. Estimamos um modelo VAR em Painel (PVAR) utilizando métodos bayesianos combinados com uma priori hierárquica que utiliza eficientemente a informação de corte transversal para estimar as respostas individuais. Analisando as funções de resposta a impulso do PIB privado e do desemprego aos choques fiscais, observamos uma grande homogeneidade de resposta entre as regiões do país. Analisando os multiplicadores fiscais dos gastos federal e estaduais, observamos bastante heterogeneidade entre os estados, até mesmo entre estados pertencentes de uma mesma região. Por último, vale observar os estados apresentam magnitudes de multiplicadores fiscais diferentes dependendo da origem do gasto público – estadual ou federal.

*Brazilian Institute of Economics - IBRE/FGV. Email: paulo.lins@fgv.br
†Postdoctoral Research Associate - Universidade de São Paulo - FEARP/USP. Email: gianps@usp.br

Palavras-chaves: Painel Hierárquico Bayesiano Vetorial; Restrições de Sinal; Política Fiscal
Classificação JEL: E60, E62

1 Introduction

Most economists in the Brazilian academy probably agree that the fiscal policy package implemented in Brazil in response to the 2008 global crisis has achieved some momentary success. However, in the beginning of the decade of 2010, the apparent consensus on the effectiveness of fiscal stimuli in Brazil began to be diluted, in a process that intensified as the current economic crisis was pronounced. While the recessionary context suggested to some economists the continuity – or even expansion - of the fiscal stimulus policy, others advocated for a drastic reduction of government expenditure in response to growing public indebtedness, exposing a clear divergence among scholars. Similar debates, also with antagonistic views, have taken place around the world, mainly because of the slow response of the world economy after 2008, especially in the US and the Eurozone.

Much of the lack of consensus on the application of active fiscal policies comes from the lack of theoretical consensus on how it should be implemented and from the imprecise estimates of its impacts on the economy – the so called tax multipliers. These problems arise as a direct consequence of the difficulties of empirically accessing the transmission channels by which fiscal policies can affect economic activity – especially in recessive contexts, financial stresses, or rapid growth of government indebtedness. Even when evaluated in comprehensive databases with a long time horizon, the observed effects are considerably heterogeneous between countries and regions (see, for example, Owyang *et al.* , 2013; Ramey & Zubairy, 2017). Tax multipliers seem to depend on a number of factors, such as initial economic conditions, degree of openness, monetary and exchange rate policy, liquidity conditions and access to credit markets, income distribution, among others (see, for example, Ilzetzki *et al.* , 2013; Corsetti *et al.* , 2012; Blanchard & Leigh, 2013)

In this work, we seek to contribute to the Brazilian debate by analyzing the impacts of federal and state fiscal policies in each state of the country. We implemented a methodology that simultaneously accommodates two government levels doing fiscal policies and that allows the data to determine the degree of idiosyncrasy or homogeneity of the impact of these policies in each state. Such flexibility is relevant for two reasons: (i) the well documented heterogeneity in Brazilian regions, with a marked distinction in terms of economic and social development; and (ii) the complex institutional framework, due to both the State Participation Fund (Fundo de Participação dos Estados - FPE) and Law of Fiscal Responsibility (Lei de Responsabilidade Fiscal - LRF). Together, these factors suggest the existence of regional multipliers of different size.

It is important to adopt a flexible methodology that can accommodate the Brazilian institutional framework and the complex relationship it generates between federal and state government levels and the rest of the economy. In the political aspect, the Brazilian institutional framework creates incentives for the federal government to direct investment funds to states governed by political allies, instead to those states governed by the opposition. In the legislative aspect, there are two potential sources of complication for the empirical analysis. The first emerges thanks to the existence of the State Participation Fund (FPE), which transfers federal tax revenues to states in a way that is not proportional to the taxes paid in each state. A potential implication of FPE is the existence of fiscal illusion, since agents in each state will have greater difficulties in internalizing the effects of fiscal shocks on their consumption, labor and investment decisions. Moreover, under fiscal illusion the Ricardian Equivalence may not be valid, implying that fiscal policies financed with FPE resources have a greater economic effect. The second legislative complication for conducting empirical fiscal analyzes in Brazil comes from the fact that the Brazilian legal system imposes restrictions on federal expenditures if state government incur a fiscal deficit, both by the Fiscal Responsibility Law (LRF) and by the Budgetary Guidelines Law (Lei de Diretrizes Orçamentarias - LDO). A methodology that ignores the effects of the Brazilian institutional framework among both government levels can bias the analysis of fiscal shocks.

This article seeks to overcome such problems using Bayesian estimation methods. The methodology is based on a Panel VAR (PVAR) model that contains a block of state level variables, a block

of federal level variables, and a set of exogenous variables that aims to control some of the implications of the complex Brazilian institutional framework. We control the political factors using a dummy variable that indicates whether a certain state is governed by a party with declared political support to the federal government and control the FPE taking into account its size relative to state GDP. The econometric method uses a hierarchical priori similar to Jarociński (2010) and explores the potential similarities of the interactions between private and public activity between states, but accommodating in a flexible way idiosyncratic aspects. This method is convenient for our analysis, since it allows to efficiently combine the cross-sectional information contained in the sample without imposing constraints that are difficult to justify, even though the number of observations in the time dimension for each state is small[1].

We identified the structural shocks using signal restrictions, as in Mountford & Uhlig (2009), adapted to the panel context. We assume that each state acts as a small open economy in which fiscal shock in one state does not affect others. The federal government, due to institutional reasons associated with the LRF, is affected by state shocks and also is able to affect each state separately. However, to make sense in an empirical context, our hypotheses require the error vector in each state be independent of the other states' errors. For this reason, we introduce a common factor structure capable of accommodating cross-sectional correlation between states.

Our results point to the presence of great homogeneity between states' responses to federal and state expenditure shocks. Analyzing the impulse response functions, we observed that the impacts of federal and state policies are quite similar in terms of signs and magnitude in our sample. Both shock in federal and state expenditure tend to raise private GDP with high probability and to negatively impact unemployment. Looking at the magnitude of the unemployment responses to fiscal shocks, we see that state level expenditure is more effective in negatively impacting unemployment. However, when we analyze the impacts of taxation shocks, we see that the private product is more affected by the federal shock compared to the state one, even though both functions have a similar format. The difference of the unemployment response to both taxes' shocks is more outrageous. Analyzing a shock in federal taxes, we see that the unemployment is little impacted at a first moment, but grows and peaks in the second year. However, analyzing a shock in state taxes, the unemployment impact is in the first year and it decreases over time.

To better analyze the fiscal impacts in each state, we calculate tax multipliers at present value as in Ilzetzki *et al.* (2013). The results differ from those obtained in the analysis of the impulse response functions: there is a strong heterogeneity among Brazilian states of responses to fiscal shocks, both federal and state level. For example, multipliers for federal expenditure may be negative, as in the case of São Paulo, or greater than 1, as in the case of Rondônia. In the case of state expenditures multipliers, the variability is also large, but smaller than the one with federal expenditure. The variability between states in the same region is also quite high. Finally, it is worth observing how some states present different magnitudes of tax multipliers depending on the origin of public expenditure – state or federal level. In the case of São Paulo, the multiplier of federal expenditure is negative – there is a crowding out of private production. However, the state expenditure multiplier is positive and close to 0.8. In the case of Minas Gerais, the result is the opposite: the state has a large multiplier of federal expenditure, close to 0.6, and a small multiplier of state expenditure, close to 0.3. An observed regularity is that, in all regions except the Northeast, the state with the highest multiplier of federal expenditure has the lowest multiplier of state expenditure.

Our article differs from the existing literature that analyzes fiscal impacts in Brazil in several aspects. First, almost all studies analyze only the impact of fiscal policy of the federal government (central government or the consolidated public sector). Little is known about the behavior and

[1] An example of a constraint difficult to justify is the assumption that the units in the cross-section have homogeneous parameters, differing only by a fixed effect. In our model, the individual parameters are estimated in order to allow the data to tell in each state if certain relations are better described as homogeneous or heterogeneous, without imposing such restrictions *a priori*.

magnitude of the fiscal policy impact of sub-national entities in the economy. In addition, state idiosyncrasy matters for the determination of aggregate effects (see Ramey, 2011; Chodorow-Reich, 2017). Second, rather than analyzing the effects of fiscal policy on state GDP, we use a measure of state private GDP – as suggested in Ramey (2013) – for two reasons: (i) two of the most relevant variables for fiscal policy effectiveness are private sector expenditures – consumption and private investments –, and the regional national accounts published by Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) do not present estimates for them; (ii) the state GDP measures include the value added by the public sector, so using such a variable to analyze impacts of fiscal shocks can mask the true effect of the shock, since the state public sector itself can respond by increasing or reducing its size. Our measure, therefore, aims both to fill this gap by the absence of papers that analyze the responses of the private sector in each state to fiscal policy shocks. Using this measure, therefore, we aim to fill the gap in the literature by analyzing the responses of the private sector in each state to fiscal policy shocks.

The paper is organized as follows: section 2 presents a summary of the literature on fiscal shocks in Brazil, especially the one that uses VAR models. Section 3 discusses the methodology employed, while the presentation of the data is done in section 4. The results are presented in section 5, followed by the conclusions.

2 Related Literature

This article is related to the literature that uses Autoregressive Structural Vectors (SVARs) to analyze empirically the impacts and magnitudes of fiscal shocks and fiscal multipliers. As discussed by Ramey, most of the work follows three alternative strategies for identifying structural shocks. The first, following Ramey & Shapiro (1998), seeks to identify fiscal shocks using exogenous sources, as in Romer & Romer (2010), Romer & Romer (2016) and Alesina *et al.* (2017). In the second, originally proposed by Blanchard & Perotti (2002), one uses a linear VAR with quarterly data under the hypothesis that the institutional arrangement imposes restrictions in the fiscal policy responses to the innovations in the macroeconomic variables. In addition, the paper suggests a convenient way of calculating fiscal multipliers from the estimated impulse response functions. The third important alternative literature follows Mountford & Uhlig (2009), which uses signal restrictions to identify fiscal shocks, which allows the researcher to remain agnostic about some impacts while assuming that others must be consistent with economic theory. [2]. In a literature review of results that uses aggregate data for the United States, Ramey (2011) concludes that the fiscal multiplier for government expenditure increases financed by a public deficit is probably somewhere between 0.8 and 1.5. Estimates of fiscal multipliers of an increase in taxation vary widely in the literature, ranging from -0.5 to -5.0.

Ramey (2011) and Chodorow-Reich (2017) review the literature that evaluates fiscal policy effects at the state level (in the context of monetary unions). Both discuss the skepticism of the literature to the possibility of extrapolating these estimates of regional multipliers to find the national multiplier. According to Ramey, most studies find positive effects on employment and income multipliers ranging between 0.5 to 2.0. However, the author argues that further studies are needed to find the relationship between regional and national multipliers. According to Chodorow-Reich, his preferred point estimate is a regional product multiplier of 1.8, being the regional multipliers a lower bound for the magnitude of national multipliers. The lower bound reflects the high openness of local regions and the small effects of external financing. Most of the studies reviewed by the authors use techniques such as instrumental variables and discontinuous regressions to identify the effects of fiscal policies.

For Brazil, the first article analyzing the impact of fiscal policies through VARs is Peres & Junior (2009), which estimates the Blanchard & Perotti (2002) model with Brazilian data. The work of

[2]It is also worth noting that recently the literature has focused on analyzing non-linear effects of fiscal policy, but still identifying the shocks in one of the ways mentioned. A seminal contribution is Auerbach *et al.* (2012), which estimates a Smooth Transition VAR and identifies the shock using the Blanchard & Perotti (2002) methodology.

Cavalcanti & Silva (2010) and Pires (2011) follow the same methodology. However, the latter two study the impact of the consolidated public sector (the three aggregate government levels), while the former studies only the impact of the central government (federal government). Matheson & Pereira (2016) estimates a structural VAR with central government data, including more variables in the model than previous work. The work of Mendonça *et al.* (2009) is based on the Mountford & Uhlig (2009) model, which uses signal restrictions to identify structural shock. Most studies find small fiscal multipliers compared to the international literature, while Mendonça *et al.* (2009) find multipliers close to zero. The most recent fiscal studies in Brazil have focused on estimating non-linear VARs, as in the case of Pires (2014), Castelo-Branco *et al.* (2015), Orair *et al.* (2016), Mendonça *et al.* (2016) and Mereb & Zilberman (2017). The first two estimate a Markov-switching VAR, the third and fifth estimate a smooth transition VAR and the fourth a threshold VAR.

Among the articles that use data from Brazilian sub-national entities, Caçador *et al.* (2013) is the closest study to our. The authors conclude that there are asymmetries among the Brazilian states in the industrial production's response to a fiscal shock. Other studies study fiscal policy in sub-national entities. For example, Corbi *et al.* (2014) explore discontinuities in the rule that the federal government uses to allocate budget resources between Brazilian municipalities as a way of identifying the causal effect of increases in municipal expenditure on the local economy. The authors find a fiscal multiplier close to 2.00. Rocha & Giuberti (2008) indicate that the fiscal policy of the state governments was anti-cyclical and asymmetric before the adoption of the LRF, and after the law it became pro-cyclical, weaker and more symmetrical. Rocha & Giuberti (2007) infentify which components of public expenditure influenced the economic growth of the Brazilian states. Divino & Silva Junior (2012) makes a similar analysis for the case of Brazilian municipalities.

3 Empirical Methodology

This section briefly discusses the methodology used in this paper. We begin by discussing how federal and state fiscal policies can be analyzed jointly in each state through a system of simultaneous equations whose reduced form is that of a standard VAR. Next, we discuss how the information available in each of the $E-1$ states can be efficiently used in the estimation of the e state's parameters under the hypothesis of a hierarchical structure represented by a priori. Finally, we discuss how we recover structural shocks through signal restrictions in the context of a panel VAR and how we use the structural impulse response functions estimated from our methodology for calculating long-term multipliers.

3.1 Panel of VARs and Hierarchical Structure

To access the effects of state and federal fiscal policies in the same structure, we model $E = 27$ systems of equations containing one block of sub-national variables and one with federal variables, that is, $\boldsymbol{y}_{it} = [Y_t^f \; Y_t^e]'$, n which the superscripts f indicates that the variable is determined by the federal government and e vy the state government. The vector of federal variables is given by $Y_t^f = [G_t^f \; T_t^f]'$, in which G_t^f is the federal expenditure and T_t^f is the federal revenue. The vector of state variables is given by $Y_t^e = [G_t^e \quad T_t^e \quad PIB_t^{priv,e} \; U_t^e \; V_t^e]'$, in which G_t^e e T_t^e are, respectively, the expenditure and the revenue in state e, $PIB_t^{priv,e}$ is our measure of state private GDP built according to Ramey (2013), U_t^e is the state unemployment rate and V_t^e includes macroeconomic variables of the state e[3].

Each sub-system $i \in \{1, \cdots, 27\}$ includes variables of the state e and of the federal government

[3]Specifically, and for parsimony, V_t^e contains only the GDP deflator in state e in relation to the national GDP deflator.

in a system of simultaneous autoregressive equations that has the following reduced form:

$$\boldsymbol{y}_{it}^{'} = \sum_{l=1}^{L} \boldsymbol{y}_{it-l} B_{i,l} + \boldsymbol{z}_t^e \Gamma_e + F_t \lambda_i + \boldsymbol{u}_{it}^{'} \tag{1}$$

in which $\boldsymbol{y}_{it}$ is the vector with $K = 7$ endogenous variables that has already been defined and $\boldsymbol{z}_t^e$ is a vector with exogenous variables that affect only the state variables, being them: a dummy that assumes the value of 1 if the political party in state e is part of the coalition that politically supports the federal government in the year t; the proportion of the state's participation fund (FPE) in its GDP; and a dummy that indicates whether the LRF was in effect in year t. The vector $\boldsymbol{u}_{it}^{'}$ contains the innovations in the reduced form VAR, which are assumed to be distributed by $N(0, \boldsymbol{\Sigma}_i)$. The term F_t represents the common factor(s) in the panel and captures two possible effects: (i) macroeconomic aspects and (ii) the potential cross-sectional correlation, which fulfills a relevant function in our identification scheme and which will be discussed in section a below.

For (1) has empirical meaning, it is necessary that $E[\boldsymbol{u}_{jt}\boldsymbol{u}_{it}'] = 0$, $\forall i \neq j$. As in Bai (2009), we implicitly assume that, once F_t is taken into account, shocks in the cross-sectional dimension do not affect other individuals in the panel. We compute factor(s) for each of the five Brazilian regions, besides a common national factor(s)[4], in which the number of empirically relevant factors (s) is (are) determined by the Alessi *et al.* (2010) procedure[5].

The estimation of the coefficients associated to $\boldsymbol{y}_{it-l}$, $\boldsymbol{z}_t^e$, and F_t follows a procedure similar to the one proposed by Jarociński (2010), except for the identification strategy. The priors for Γ_e and λ_e are non-informative. However, for the autoregressive coefficients, we assume a hierarchical priori – in the sense of Gelman (2006) – that expresses our belief that many of the states in our sample tend to have similar responses. To clarify the application of this priori, we define the vectors $\boldsymbol{x}_{it}^{'} = [\boldsymbol{y}_{it-1}^{'} \cdots \boldsymbol{y}_{it-l}^{'}]$, $B_i = [B_{i,1} \cdots B_{i,l}]'$, and $\boldsymbol{z}_i' = [\boldsymbol{z}_{1,t} \cdots \boldsymbol{z}_{k_l,t} F_t]'$ and we stacked vertically the vectors for each state, as $\boldsymbol{Y}_i = [\boldsymbol{y}_{it-1} \cdots \boldsymbol{y}_{iT}]'$, $\boldsymbol{X}_i = [\boldsymbol{x}_{it-1} \cdots \boldsymbol{x}_{iT}]'$ and $\boldsymbol{Z}_i = [\boldsymbol{z}_{i1} \cdots \boldsymbol{z}_{iT}]'$. Using such definitions, we can rewrite the previous equation as

$$\boldsymbol{y}_i = (\boldsymbol{I}_i \otimes \boldsymbol{X}_i)\beta_i + (\boldsymbol{I}_i \otimes \boldsymbol{Z}_i)\gamma_i + \boldsymbol{u}_i \tag{2}$$

in which $\boldsymbol{u}_i \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}_i \otimes I_t)$, $\boldsymbol{y}_i = vec(\boldsymbol{Y}_i)$, $\beta_i = vec(B_i)$, $\gamma_i = vec(\Gamma_i)$ and $\boldsymbol{u}_i = vec(\boldsymbol{U}_i)$.

Under the hypothesis of normality of the errors, the likelihood for each state is given by:

$$p(\boldsymbol{y}_i|\beta_i, \gamma_i, \boldsymbol{\Sigma_i}) = N((\boldsymbol{I}_i \otimes \boldsymbol{X}_i)\beta_i + (\boldsymbol{I}_i \otimes \boldsymbol{Z}_i)\gamma_i, \boldsymbol{\Sigma}_i \otimes I_t) \tag{3}$$

With this, the parameters joint distribution for the states in the panel can be expressed by:

$$p(Y|\Theta) \propto \prod_{n=1}^{N} |\boldsymbol{\Sigma}_i|^{-\frac{T_i}{2}} \times \exp\left(\begin{array}{c} -\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{N}((\boldsymbol{I}_i \otimes \boldsymbol{X}_i)\beta_i + (\boldsymbol{I}_i \otimes \boldsymbol{Z}_i)\gamma_i)' \times \\ (\boldsymbol{\Sigma}_i \otimes I_t)((\boldsymbol{I}_i \otimes \boldsymbol{X}_i)\beta_i + (\boldsymbol{I}_i \otimes \boldsymbol{Z}_i)\gamma_i) \end{array} \right) \tag{4}$$

3.2 Prioris

Given the hypothesis of error normality, the coefficients in each state will also be normally distributed. Additionally, we assume a normal hierarchical priori, which results in a later normal conjugate posterior.

$$p(\beta_i|\bar{\boldsymbol{\beta}}, \boldsymbol{\Lambda}_i) = N(\bar{\boldsymbol{\beta}}, \boldsymbol{\Lambda}_i) \tag{5}$$

[4]There is, therefore, a minimum of 6 factors in the panel.

[5]Due to computational costs, we did not treat F_t as an unobservable variable. Instead, we estimate such a variable as in Koop & Potter (2004), using principal components method based on the identification hypotheses commonly used in the literature.

in which $\bar{\boldsymbol{\beta}}$ is the common mean to the panel and to the covariances. For the latter, we follow Jarociński (2010) specifying a priori in the spirit of the Minnesota priori given by $\lambda \boldsymbol{L}_i$, in which:

$$\boldsymbol{L}_i = \frac{\boldsymbol{\sigma}_{in}^2}{\boldsymbol{\sigma}_{ik}^2}$$

and that n and k refer to the variables n e k in state e. In practice, $\hat{\boldsymbol{\sigma}}_j^2$ is estimated using the residues of a AR(p) for each $j \in \{1, 2, \cdots, K\}$ variables. The advantage of this priori is that the weights given for the lags are inferred through the data. Therefore, Jarociński (2010) introduces the following priori for the λ parameter:

$$p(\lambda|s, v) = IG_2 \propto \lambda^{-\frac{v+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\frac{s}{\lambda}\right) \tag{6}$$

Under such priori, it can be shown that the posterior to λ is:

$$p(\lambda|s, v) = IG_2 \propto \lambda^{-\frac{CNK+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\frac{s + \sum_I \sum_K \sum_N \left[\boldsymbol{\beta}_i(k,n) - \bar{\boldsymbol{\beta}}(k,n)\right]^2 / \left(\frac{\boldsymbol{\sigma}_{in}^2}{\boldsymbol{\sigma}_{ik}^2}\right)}{\lambda}\right) \tag{7}$$

in which $N = K * p$. Additionally, we assume the following non-informative prioris, $p(\bar{\boldsymbol{\beta}}) \propto p(\boldsymbol{\gamma}_i) \propto 1$, and the diffuse prior $p(\boldsymbol{\Sigma}_i) \propto |\boldsymbol{\Sigma}_i|^{-\frac{1}{2}(N+1)}$.

Finally, it should be noted that the block with federal fiscal variables has variables that could be excluded from the hierarchical model, since they are present in all state equations. However, because of the small sample size in the time dimension, we have kept such variables in the hierarchical scheme, since the conditional information obtained in each state can increase the accuracy of the parameters' estimation. Thus, although such a choice implies computational costs, we believe that the efficiency gains are positive.

3.3 Gibbs Sampling Bayesian Estimation

As expressed in (1), the empirical model used here contains a large number of parameters. However, the method used in this work is able to estimate them efficiently by combining the sample and priori information efficiently. This method has been shown to be extremely advantageous in relation to the frequentist alternatives for dynamic panels, especially for their properties in small samples, even with few observations in the temporal dimension (ver Hsiao *et al.* , 1999; Gilhooly *et al.* , 2012).

Because the posterior distribution of the parameters in (1) have known format – a normal distribution –, an algorithm based on Gibbs sampling is computationally efficient. Defining $\Phi = \left\{\{\beta_i, \gamma_i, \Sigma_i\}_{i=1}^{27}, \bar{\beta}, \lambda\right\}$ and using the notation Φ/χ to denote all model parameters, except χ, the Bayesian algorithm works as follows:

1. Sample a stable candidate from $p(\beta_i|\Phi/\beta_i, \boldsymbol{y_i})$
2. Sample from $p(\gamma_i|\Phi/\gamma_i, \boldsymbol{y_i})$
3. Sample from $p(\boldsymbol{\Sigma_i}|\Phi/\boldsymbol{\Sigma_i}, \boldsymbol{y_i})$
4. Repeat steps 1 to 3 to $i = 1, \cdots, 27$
5. Sample a stable candidate from $p(\bar{\boldsymbol{\beta}}|\Phi/\bar{\boldsymbol{\beta}}, \boldsymbol{y_i})$
6. Sample from $p(\tau|\Phi/\tau, \boldsymbol{y_i})$

7. Repeat steps 1 through 6 until the desired number of samples is obtained.

We performed the algorithm 1,000,000 times, discarding the first 100,000 samples as burn-in. Following Gelman (2006) and Jarociński (2010), we assume a uniform prior for the standard deviations, which implies the following prior to the variances:

$$p(\lambda) \propto \lambda^{-\frac{1}{2}} \tag{8}$$

3.4 Identification Strategy

Identifying structural shocks in the present context is not a trivial task. Mainly because there are potential feedback effects between the federal and state governments, as well as overlapping effects among the latter. In this work, we impose the restriction that this last channel will not occur – a state doesn't affect the others, and vice-versa. This comes from the fact that we have model each state as a small open economy, which does not affect its neighbors, but is affected by the federal agency. However, because of the Brazilian legal framework, we allow the action of a state affects the behavior of the federal entity. We believe that the way Fiscal Responsibility Law (LRF)[6] was designed justifies this hypothesis.

According to the LRF, each federative entity must establish in its Budgetary Guidelines Law (LDO) its primary result target by the methodology known as "below-the-line", that is, the change in total net debt, internal or external. For the states, it is not possible to change the "below-the-line" fiscal result, since, with the renegotiation of their debts with the federal government in 1997[7], states can not issue debt and can not borrow without federal approval. If a state does not meet its financial obligations, the National Treasury is authorized to block this state federal funds transfer. Consequently, the federal government always specifies a value in the consolidated public sector fiscal target that states can meet. When a state, for some reason, fails to meet its share of the consolidated public sector fiscal target, the federal government compensates by increasing its share in the target. Note that each state goal is independent of the other states. But if the federal government does not do its part, it can basically change it through the legislative process. This institutional arrangement justifies our identification constraints.

Most studies analyzing the effects of fiscal shocks follow Blanchard & Perotti (2002) by accepting the proposition that institutional arrangements make the public sector unresponsive to economic fluctuations in the same quarter. However, such a hypothesis becomes unreasonable in the context of annual data. Therefore, we identified fiscal shocks, both federal and state, imposing signal constraints similar to Mountford & Uhlig (2009). The advantage of such methodology is that it allows to introduce restrictions with economic meaning, while the researcher remains agnostic in relation to the shocks of interest. However, as discussed in Arias *et al.* (2016), the signal constraint method applied in Mountford & Uhlig (2009) imposes additional constraints that affect the computation of the impulse response functions of interest. Therefore, we compute the impulse response functions using the algorithm described in Rubio-Ramírez *et al.* (2010), which does not impose such additional constraints and yet allows us to maintain agnostics about the impacts of fiscal shocks on the variables of interest.

Table 1 summarizes the imposed signal constraints. Except for taxation-related variables, our scheme is similar to Mountford & Uhlig (2009). We require positive fiscal shocks on federal (state) expenditure to raise federal (state) expenditure, while we remain agnostic about its effects on private activity. We assume that positive economic cycle shocks raise GDP and tax revenues, but reduce unemployment. Finally, taxation shocks raise revenues, but private GDP is not allowed to rise. In short, we assume a scheme of signal constraints with partially identified shocks[8].

[6] Lei Complementar nº 101, de 04/05/2000.

[7] Lei nº 9.496, de 11/09/1997.

[8] To avoid the effects of outliers, which can introduce spurious dynamics in our context, we strengthen restrictions

[Table 1 here]

3.5 Impulse Response Functions and Fiscal Multipliers

The next step is the computation of the impulse response functions on the panel. The empirical strategy employed here is very flexible and allows an average analysis – considering the behavior of the panel as a whole – separated by groups or individual. For the panel, the impulse response functions are calculated using the sample of the mean parameter $\bar{\boldsymbol{\beta}}$, calculating the matrix $\bar{\boldsymbol{\Sigma}} = \frac{1}{27}\sum_{i=1}^{27} \boldsymbol{\Sigma_i}$. In the case of state analyzes, we replaced $\bar{\boldsymbol{\beta}}$ with $\bar{\boldsymbol{\beta}}_{\boldsymbol{E_j}}$ and $\bar{\boldsymbol{\Sigma}}$ with $\bar{\boldsymbol{\Sigma}}_{\boldsymbol{R_j}}$.

To access the fiscal impacts in the Brazilian states, we follow Ilzetzki *et al.* (2013) and calculate the accumulated multipliers up to the instant T. Given our previously described identification strategy, the multiplier for the fiscal variable f_t in the r region is defined as:

$$m_T^r = \frac{\sum_{t=0}^{T}(1+\iota)^{-1}\Delta y_t^r}{\sum_{t=0}^{T}(1+\iota)^{-1}\Delta f_t} \tag{9}$$

in which ι is the Selic interest rate median in the period.

4 Data

In our work, we study the 26 Brazilian states, the Federal District and the Central Government together. However, unlike the methodology adopted by the rest of the national literature that uses VARs to analyze fiscal policy, we do not aggregate the entities of the federation into a single series. However, unlike the methodology adopted by the rest of the national literature that uses VARs to analyze fiscal policy, we do not aggregate the different government level into a single series. Our methodology allows us to simultaneously analyze the impacts of federal and state fiscal policies, as well as to analyze how the private sector in each state reacts to the stimuli of different government level. Given the difficulty of working with macroeconomic data in Brazil, we had to make some assumptions. Due to limitations in the data – which will be explained –, our series are annual and range from 1995 to 2015.

4.1 Private GDP

By the basic identities of National Accounts, the government contributes to GDP – production approach – by hiring workers and consuming capital goods to produce services, such as education and national security. The rest of the economy is produced by the private sector. On the other hand, for GDP – expenditure approach –, the government contributes by consuming goods and services. The rest is consumed by the private sector as consumption, investment and net exports. As pointed out by Ramey (2013), government consumption is equal to government output – it produces and consumes its own production – plus the consumption of goods and services produced by the private sector. In our work, we have created a measure of private GDP, that is, total GDP minus government output. Our measure is a measure of the amount produced by the private sector. In Brazil, many of those who advocate for fiscal policies argue that they are capable of stimulating production in the private sector and, consequently, the national economy as a whole. With our private GDP measure, we want to empirically observe whether the government really is able to encourage private production.

In order to create our measure of private GDP, our source of primary data was the Regional Accounts calculated by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). These are available at annual frequency and only in the production approach. Our measure of private GDP is the state

on fiscal variables by requiring that, after a positive shock, the fiscal variable that introduced the shock into the system will not become negative for at least two years. Other variables are restricted only at the time of the shock.

GDP minus the Gross Value Added (GVA) of the public sector. This includes the addition to the state GDP coming from the production of administration services, education, health, public research and development, defense, social security[9].

4.2 Fiscal Data

The main studies in the literature on fiscal policy uses quarterly basis national accounts data[10]. However, to do the same type of exercise for Brazil, there are several difficulties. The first is that, when calculating the Brazilian national accounts, the IBGE does not disaggregate the investment into a public part and a private one, publishing only the aggregate amount. Another problem is the calculation of net tax, mainly because calculating the amount of transfers to households and firms is needed.

The authors who studied Brazilian fiscal policy overcome these problems of data scarcity using directly or indirectly the budget executions of government levels[11]. Our strategy does not differ from the rest of the literature, since we use the same budget executions to calculate our expenditure and revenue variables. A big difference of our work is that we do not add the expenditures of all government levels, instead we create a series of expenditure and one of revenue for each Brazilian state and one for the federal government. Consequently, we have 28 series of expenditure and 28 of revenue. The budget execution data is available on the National Treasury's website for all years beginning in 1995. Since the regional GDP restriction is only available at annual frequency, we also construct the expenditure and revenue series at the annual frequency. We avoid the hypotheses and simplifications that other researchers use to construct the same series in other frequencies, such as quarterly or even monthly. We also avoided some of the problems generated by the particularities of the Brazilian budget law, but we did not address the case of the unpaid expenditure commitments. It was decided to maintain the consistency of the series, mainly because the opening of the unpaid expenditure commitments only be available for recent years.

To construct the state revenue series, we use the amount collected by state taxes. It is necessary to pay attention to the complex Brazilian institutional arrangement when defining the fiscal variables. The existence of the State Participation Fund (FPE), which transfers federal tax revenues to states in a non-proportional way with the amount of taxes paid in each state, can generate a potential fiscal illusion, that is, the agents in each state will have greater difficulty in internalize the effects of fiscal shocks on their consumption, labor and investment decisions. Another consequence of fiscal illusion is the non-validity of Ricardian Equivalence, which implies that fiscal policies financed with FPE resources may have a greater economic effect. The definition adopted seeks to overcome these risks by considering, for each state, only its own tax collection. To maintain consistency, we also took the amount collected with federal taxes for the case of the federal government. To construct the expenditure variable, we try to leave the series as discretionary as possible. That is, we select only those expenditures that have an effect on the regional economy. For both state and federal cases, we constructed the variable by adding personnel expenses and to expenses with costing, investment and paid old unpaid expenditure commitments.

[9]Due to change in methodology in 2012, the IBGE made the series compatible from 2002 onward with the new System of National Accounts manual (ONU, 2008). However, the series from 1995-2001 still use the methodology of 2002. We combine these two series with different methodology as a way to use the largest amount of data available.

[10]Included in this group are: Blanchard & Perotti (2002), Mountford & Uhlig (2009) and Auerbach *et al.* (2012). In all, the variable "expenditure" is equal to current government expenditure – wages and intermediate goods – plus investment expenditure. The variable "revenue" is equal to the net tax, that is, the total government revenue minus the transfers to households and to firms and minus the payment of interest.

[11]Orair *et al.* (2016) explain in detail the approach taken by each author to circumvent the Brazilian data scarcity.

4.3 Unemployment Rate

The unemployment rate that we use in the work is the compatibilized and retropolated series of the Continuous National Survey by Household Sample (PNADC), calculated by Ottoni & Barreira (2016)[12]. We could have used the unemployment rate calculated by the National Household Sample Survey (PNAD). However, because of differences in sampling and the concept of unemployment between PNADC and PNAD, we chose to use the former. The difference in the sampling between the surveys is that, in the second, it does not include, before 2004, the municipalities in rural areas of the Northern Region (comprised of Acre, Rondônia, Roraima, Amazonas, Pará and Amapá). This divergence is corrected in the backward methodology.

There are also several divergences regarding the concept of unemployment between PNADC and PNAD. In the second, it is included in the definition of employed those people who work an hour, or less, per week. In the first, these people are considered inactive. Another difference is in the computation of the Active Age Population (PIA): in the first, considers people from 14 years, while in the second considers people from 10 years. The compatibilization process is done from the microdata of both surveys. Ottoni & Barreira (2016) present other differences in the definition of unemployment among the surveys.

5 Results

As a first indication of how fiscal policy affects economic cycles in the different Brazilian regions, we calculate for each state the correlations $corr(PIB_t^{priv,e}, f_t^f)$ and $corr(PIB_t^{priv,e}, f_t^e)$ for our measure of private GDP in the state e e $corr(u_t^e, f_t^f)$ and $corr(u_t^e, f_t^e)$ for unemployment in the state e, in which f_t^j, $j \in \{f, e\}$ indicates the federal or state fiscal policy instrument, respectively. Due to the limited size of the series in the temporal dimension, we present the results by grouping them conveniently between the North, Northeast, Central West, Southeast and South regions, in addition to aggregated statistics for Brazil as a whole. Correlations help us to identify the degree of homogeneity / heterogeneity in the relationships between private activity and the public sector in our sample. In addition, they provide insight into the existence of fiscal policy procyclicality in different Brazilian regions. The results are expressed in the table 2 and are based on the percentage deviations of the state variables relative to a quadratic trend, later aggregated according to their region. All series are deflated using the respective GDP deflator and are used in *per capita* terms[13].

[Table 2 here]

The results suggest that fiscal policy has implications for economic cycles in a very heterogeneous way in Brazil, varying considerably between regions. For example, the relative standard deviation between federal expenditure and private GDP in Brazil is around 0.88, indicating that state GDP tends to be more volatile than federal expenditure. However, in the Northeast and South regions, this situation is reversed. In general, fiscal volatility is greater than the volatility of private activity. For unemployment, however, the volatilities are much more pronounced than those of the fiscal variables.

In terms of the correlation analysis, it should be noted that fiscal policy in the Brazilian regions is mostly pro-cyclical, both within the federal and state variables, for expenditure, and for taxation. The only exception is the Central West region for federal fiscal policy, where the correlation with private GDP is slightly anti-cyclical. A similar pattern occurs in the case of unemployment, with the exception of the Central West and Southern regions. This result is consistent with the one of Rocha & Giuberti (2008), which finds evidence that, since the adoption of the Fiscal Responsibility Law, the fiscal policy of state governments is pro-cyclical.

[12]The reason why we did not use the Monthly Employment Survey (PME) was its regional coverage only for some metropolitan regions.

[13]We use population estimates released annually by IBGE.

5.1 Impacts of Fiscal Shocks on the Private Product

In order to better investigate the impacts of the different fiscal instruments in the Brazilian states, we then proceed to the analysis through the methodology discussed in section 3. We began the analysis with the Brazilian average answers, and then we investigate the regional averages. After the Bayesian estimation of (1), we selected the last 1,000,000 samples of $\bar{\boldsymbol{\beta}}$ and we compute, in each of them, $\bar{\boldsymbol{\Sigma}} = \frac{1}{27}\sum_{i=1}^{27} \boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{i}}$, using both statistics to calculate the structural impulse response functions (IRF). The selected model contains one lag. We simulated shocks of federal expenditures, federal taxes, state expenditures, and state taxes, and analyzed the effects of each of them in each state. The results for shocks in each of the fiscal policy instruments on private GDP and unemployment are set out in figure 1. For easy viewing, the impulse response functions are presented for each large region of the country, defined as the average of the impulse response functions of each state that makes up the region. In the figure, the percentile 10, 50 and 90 of the panel are also presented, the first and the last being interpreted as confidence intervals.

[Figure 1 here]

As expressed by the figure, the impacts of federal and state policies are quite similar in terms of signs and magnitude in our sample. Both shock in federal and state expenditure tend to raise private GDP with great probability. The impacts on unemployment are similar, with unemployment falling both after a federal and state shock, but with greater effects in the second. That is, by analyzing the impulse response functions, state expenditure appears to be most effective in negatively impacting unemployment. The reliability intervals of the fiscal shocks are similar, evidencing the homogeneity of responses in the panel.

Looking further at 1 regarding impacts on taxation shocks, we can see that the private product is more affected by the federal shock compared to the state shock. However, both functions have a similar shape. The effect on unemployment is more dissimilar when we analyze a shock in federal and state taxes. In the first case, unemployment is little impacted at first, but grows and peaks in the second year. In the case of state taxes, the impact is in the first year and it decreases with time. All functions of the state tax shock are within the reliability range of the panel, revealing a homogeneity. The same does not happen in the case of federal taxation, indicating that there is heterogeneity in the sample.

Having the IRF estimates in hand, we then calculate the tax multipliers using the definition (9). This analysis is important, since it takes into account not only the effects at the instant of shock on the variable that received the shock, but also its long-term dynamic consequences. This implies that although the responses of the private activity indicator variables have been similar in most cases, the dynamic behavior and persistence of fiscal shocks may be idiosyncratic in character, resulting in a distinct dynamic multiplier.

[Figure 2 here]

In the figure 2, the private GDP expenditure multipliers for each state are presented. For easier viewing and comparison, multipliers are grouped by region. That is, in the first frame of the first line and in the first frame of the second line, are presented, respectively, all federal expenditure fiscal multipliers and state expenditures fiscal multipliers of the states of the North region of Brazil. In the second frame of each line, the multipliers for the states of the Northeast region are presented. In third, fourth and fifth, the multipliers of the states of the Central West, Southeast and South of Brazil are presented respectively.

Looking at the graphs of the multipliers in the figure 2, a great variability of the fiscal multipliers between the Brazilian states is observed. This result contrasts with that observed in the impulse response functions, in which there was a great homogeneity among the Brazilian regions. The multipliers for federal expenditures can be negative, as in the case of São Paulo, and higher than 1,

as in the case of Rondônia. In the case of state expenditures multipliers, the variability is still large, but smaller than that with federal expenditure.

The variability between states in the same region is quite high. The states of the South are those with the closest fiscal multipliers, both in the federal expenditures case and in the state expenditures one. The North and Southeast regions have the greatest variability of fiscal multipliers.

Finally, it is worth observing how some states present magnitudes of different fiscal multipliers depending on the origin of public expenditure - state or federal. In the case of São Paulo, the federal expenditure multiplier is negative, that is, there is crowding out of private production. The state expenditure multiplier is positive and close to 0.8. The same happens for the state of Goiás, which has a federal expenditure multiplier close to zero, but a multiplier of state expenditure of around 0.425. In the case of Minas Gerais and Espírito Santo, the result is the opposite: the states have a large multiplier of federal expenditure, close to 0.6 in both cases, and a small multiplier of state expenditure, close to 0.3. An observed regularity is that, in all regions, except in the Northeast, the state with the highest multiplier of federal expenditure has the lowest multiplier of state expenditure.

6 Conclusion

Since the global crisis of 2008, a debate on the use of fiscal policies as a way of stimulating the economy and production of the private sector has begun in Brazil and in other countries of the world. However, there is no consensus in the literature regarding the efficacy of this instrument and, much less, its mechanisms of transmission. In this article, we contribute to the national debate on fiscal impacts by specifically analyzing the effects of the fiscal policy of the Brazilian states and the federal government on the private activity of the states. To capture this, we use the unemployment rate by the definition of the continuous PNAD and a measure of private GDP based on Ramey (2013).

Analyzing the correlation between the indicator series of economic activity and the indicator series of federal and state fiscal policy, we find that fiscal policy in the Brazilian regions is mostly pro-cyclical, both within the federal and state variables. This result is in line with the results previously found in the literature.

In order to better access the transmission channels of fiscal shocks, we propose a methodology that allows us to simultaneously analyze shocks from state and federal fiscal entities and allows us to accommodate the potential heterogeneity of responses to fiscal shocks. Specifically, we use a Panel VAR model estimated using Bayesian methods and assuming a hierarchical priori. Analyzing the impulse response functions of private GDP and unemployment to fiscal shocks, we observed a great homogeneity between Brazilian regions. The fiscal multipliers of federal and state expenditures are quite heterogeneous among states. Moreover, even among the states belonging to the same region there is great variability among tax multipliers. Finally, it is worth noting that the states present magnitudes of different fiscal multipliers depending on the origin of public expenditure - state or federal.

References

Alesina, Alberto, Barbiero, Omar, Favero, Carlo, Giavazzi, Francesco, & Paradisi, Matteo. 2017. The Effects of Fiscal Consolidations: Theory and Evidence. *NBER Working Paper No. 23385*.

Alessi, Lucia, Barigozzi, Matteo, & Capasso, Marco. 2010. Improved penalization for determining the number of factors in approximate factor models. *Statistics & Probability Letters*, **80**(23), 1806 – 1813.

Arias, Jonas E., Rubio-Ramírez, Juan F., & Waggoner, Daniel F. 2016. Inference Based on SVARs Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications. *Working Paper*.

Auerbach, Alan J, Gorodnichenko, Yuriy, *et al.* . 2012. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, **4**(2), 1–27.

Bai, Jushan. 2009. Panel Data Models With Interactive Fixed Effects. *Econometrica*, **77**(4), 1229–1279.

Blanchard, Olivier, & Leigh, Daniel. 2013. Growth forecast errors and fiscal multipliers. *The American Economic Review*, **103**(3), 117–120.

Blanchard, Olivier, & Perotti, Roberto. 2002. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, **117**(4), 1329–1368.

Caçador, Sávio Bertochi, Monte, Edson Zambon, & Moreira, Ricardo Ramalhete. 2013. Efeitos Regionais de Política Fiscal no Brasil: Uma Análise por Vetores Autoregressivos. *Revista Economia e Desenvolvimento*, **12**(2).

Castelo-Branco, Marco Antonio, Lima, Elcyon Rocha, & de Paulo, Luiz Fernando. 2015. Mudanças de estado e multiplicadores fiscais no Brasil entre 1999-2012: Uma avaliação empírica. *Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia da Anpec*.

Cavalcanti, Marco AFH, & Silva, Napoleão LC. 2010. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. *Economia Aplicada*, **14**(4), 391–418.

Chodorow-Reich, Gabriel. 2017. Geographic Cross-Sectional Fiscal Multipliers: What Have We Learned? *NBER Working Paper No. 23577*.

Corbi, Raphael, Papaioannou, Elias, & Surico, Paolo. 2014. Regional Transfers. *NBER Working Paper No. 20751*.

Corsetti, Giancarlo, Meier, Andre, & Müller, Gernot J. 2012. What determines government spending multipliers? *Economic Policy*, **27**(72), 521–565.

Divino, José Angelo, & Silva Junior, Rogério Lúcio Soares da. 2012. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Revista Economia*, **13**(2).

Gelman, Andrew. 2006. Prior distributions for variance parameters in hierarchical models. *Bayesian Analysis*, **1**, 515–534.

Gilhooly, Robert, Weale, Martin R., & Wieladek, Tomasz. 2012. Estimation of Short Dynamic Panels in The Presence of Cross-Sectional Dependence and Dynamic Heterogeneity. *Bank of England Working Paper*, **No. 38**.

Hsiao, C., Pesaran, M. H., & Tahmiscioglu, A. K. 1999. Bayes Estimation of Short-Run Coefficients in Dynamic Panel Data Models. *Pages 268–296 of:* Hsiao, C., Lahir, K., Lee, L.-E, & Pesaran, M. H. (eds), *Analysis of Panels and Limited Dependent Variables: A Volume in Honour of G. S. Maddala*. Cambridge University Press.

Ilzetzki, Ethan, Mendoza, Enrique G, & Végh, Carlos A. 2013. How big (small?) are fiscal multipliers? *Journal of monetary economics*, **60**(2), 239–254.

Jarociński, Marek. 2010. Responses to monetary policy shocks in the east and the west of Europe: a comparison. *Journal of Applied Econometrics*, **25**(5), 833–868.

Koop, Gary, & Potter, Simon. 2004. Forecasting in dynamic factor models using Bayesian model averaging. *Econometrics Journal*, **7**(2), 550–565.

Matheson, Troy, & Pereira, Joana. 2016. Fiscal multipliers for Brazil. *IMF Working Paper*.

Mendonça, Diogo de Prince, Marçal, Emerson Fernandes, & Holland, Marcio. 2016. Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. *CEMAP Working Paper Series No. 9*.

Mendonça, Mário Jorge, Medrano, Luis Alberto, & Sachisda, Adolfo. 2009. Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. *Texto para Discussão nº1377 IPEA*.

Mereb, Julio, & Zilberman, Eduardo. 2017. Multiplicadores no Brasil em Tempos de Fragilidade Fiscal. *Nota Técnica do IBRE*.

Mountford, Andrew, & Uhlig, Harald. 2009. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, **24**(6), 960–992.

ONU. 2008. *System of National Accounts*. United Nations.

Orair, Rodrigo Octávio, Siqueira, Fernando de Faria, & Gobetti, Sergio Wulff. 2016. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. *XXI Prêmio do Tesouro Nacional*.

Ottoni, Bruno, & Barreira, Tiago Cabral. 2016. Metodologia de Retropolação da Pesquina Nacional por Amostra de Domicílios Contínua de 1992 a 2012. *Nota Técnica do IBRE*.

Owyang, Michael T., Ramey, Valerie A., & Zubairy, Sarah. 2013. Are Government Spending Multipliers Greater during Periods of Slack? Evidence from Twentieth-Century Historical Data. *American Economic Review*, **103**(3), 129–34.

Peres, Marco Aurélio Ferreira, & Junior, Roberto de Góes Ellery. 2009. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, **39**(2).

Pires, Manoel Carlos de Castro. 2011. Controvérsias recentes sobre multiplicadores fiscais. *Anais do VII Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira*.

Pires, Manoel Carlos de Castro. 2014. Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, **18**(1), 69–90.

Ramey, Valerie, & Zubairy, Sarah. 2017. Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data. *Journal of Political Economy*.

Ramey, Valerie A. 2011. Can government purchases stimulate the economy? *Journal of Economic Literature*, **49**(3), 673–685.

Ramey, Valerie A. 2013. Government Spending and Private Activity. *Fiscal Policy after the Financial Crisis*, 19.

Ramey, Valerie A, & Shapiro, Matthew D. 1998. Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Pages 145–194 of: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 48. Elsevier.

Rocha, Fabiana, & Giuberti, Ana Carolina. 2007. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos Estados brasileiros. *Economia Aplicada*, **11**(4), 463–485.

Rocha, Fabiana Fontes, & Giuberti, Ana Carolina. 2008. Assimetria cíclica na política fiscal dos Estados brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, **38**(2).

Romer, Christina D, & Romer, David H. 2010. The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *American Economic Review*, **100**, 763–801.

Romer, Christina D, & Romer, David H. 2016. Transfer Payments and the Macroeconomy: The Effects of Social Security Benefit Increases, 1952–1991. *American Economic Journal: Macroeconomics*, **8**(4), 1–42.

Rubio-Ramírez, Juan F., Waggoner, Daniel F., & Zha, Tao. 2010. Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *The Review of Economic Studies*, **77**(2), 665–696.

Table 1: Signal Restrictions

	Federal		State		
Variable / Shock	Expenditure	Tax	Expenditure	Tax	Business Cycle
G^f	+	*	*	*	*
T^f	*	+	*	*	+
G^e	*	*	+	*	*
T^e	*	*	*	+	+
Private GDP	*	-	*	-	*
Unemployment	*	*	*	*	-
Relative Deflator	*	*	*	*	*

Note: * indicates that no restrictions were imposed

Table 2: Correlations between fiscal and private variables in Brazilian regions

Region	Private GDP				Unemployment			
	$\frac{\sigma(G_f)}{\sigma(y^{p,r})}$	$\frac{\sigma(T_f)}{\sigma(y^{p,r})}$	$\frac{\sigma(G_r)}{\sigma(y^{p,r})}$	$\frac{\sigma(T_r)}{\sigma(y^{p,r})}$	$\frac{\sigma(G_f)}{\sigma(u^r)}$	$\frac{\sigma(T_f)}{\sigma(u^r)}$	$\frac{\sigma(G_r)}{\sigma(u^r)}$	$\frac{\sigma(T_r)}{\sigma(u^r)}$
North	0,816	0,604	1,890	1,295	0,232	0,172	0,538	0,369
Northeast	1,012	0,749	2,025	1,197	0,375	0,278	0,751	0,444
Central West	0,678	0,502	1,316	1,103	0,406	0,301	0,788	0,660
Southeast	0,887	0,657	1,684	0,871	0,421	0,311	0,798	0,413
South	1,337	0,990	3,278	2,730	0,395	0,292	0,968	0,806
Brazil*	0,882	0,653	1,867	1,282	0,322	0,239	0,683	0,469
	$\rho(y^{p,r}, G_f)$	$\rho(y^{p,r}, T_f)$	$\rho(y^{p,r}, G_r)$	$\rho(y^{p,r}, T_r)$	$\rho(u^r, G_f)$	$\rho(u^r, T_f)$	$\rho(u^r, G_r)$	$\rho(u^r, T_r)$
North	0,280	-0,195	0,272	-0,162	-0,198	0,124	-0,198	-0,204
Northeast	0,094	-0,268	0,147	-0,291	-0,338	-0,009	-0,066	0,013
Central West	-0,078	-0,112	0,151	-0,482	-0,080	-0,185	0,232	-0,068
Southeast	0,333	-0,158	0,578	-0,136	-0,439	0,125	-0,150	-0,285
South	0,006	-0,182	0,312	-0,416	-0,333	-0,173	0,257	-0,331
Brazil*	0,140	-0,191	0,253	-0,278	-0,257	0,019	-0,059	-0,150

*Calculated by grouping all the states plus the Federal District.
$\sigma(\cdot)$: Standard deviation.
$\rho(y^{p,r}, f_j)$: coefficient of correlation between private GDP and the fiscal instrument in the region r.
$\rho(u^r, f_j)$: coefficient of correlation between unemployment and the fiscal instrument in the region r.

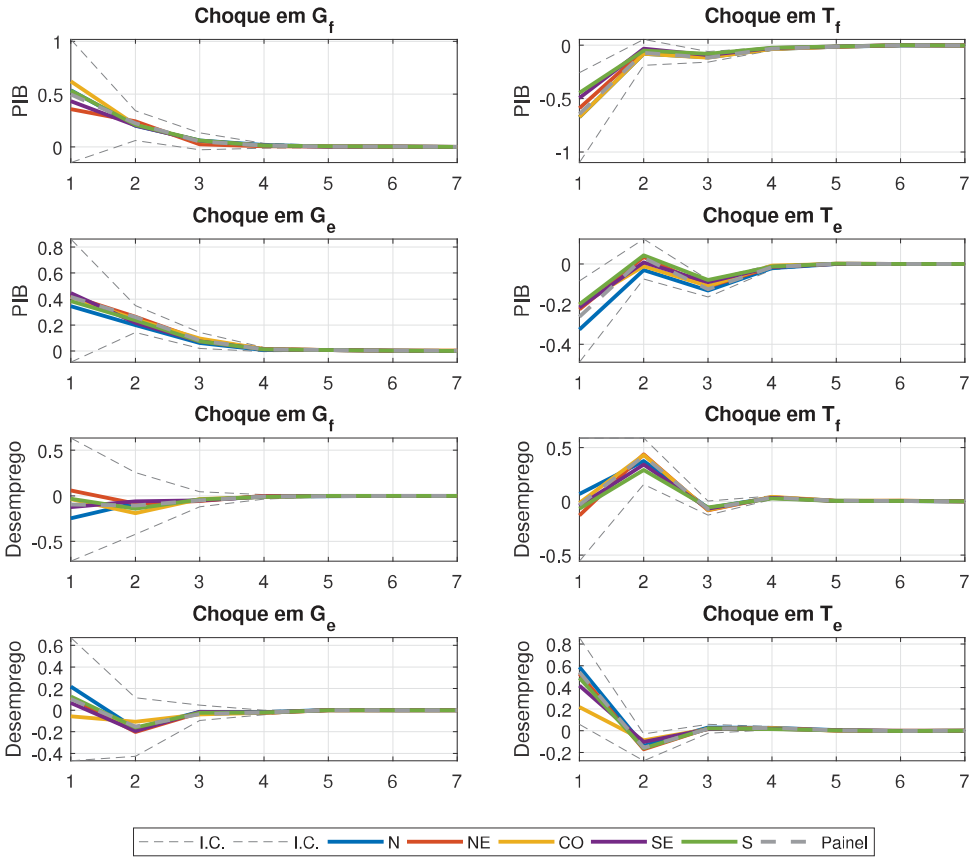


Figure 1: IRF for various shocks. Private GDP and unemployment responses

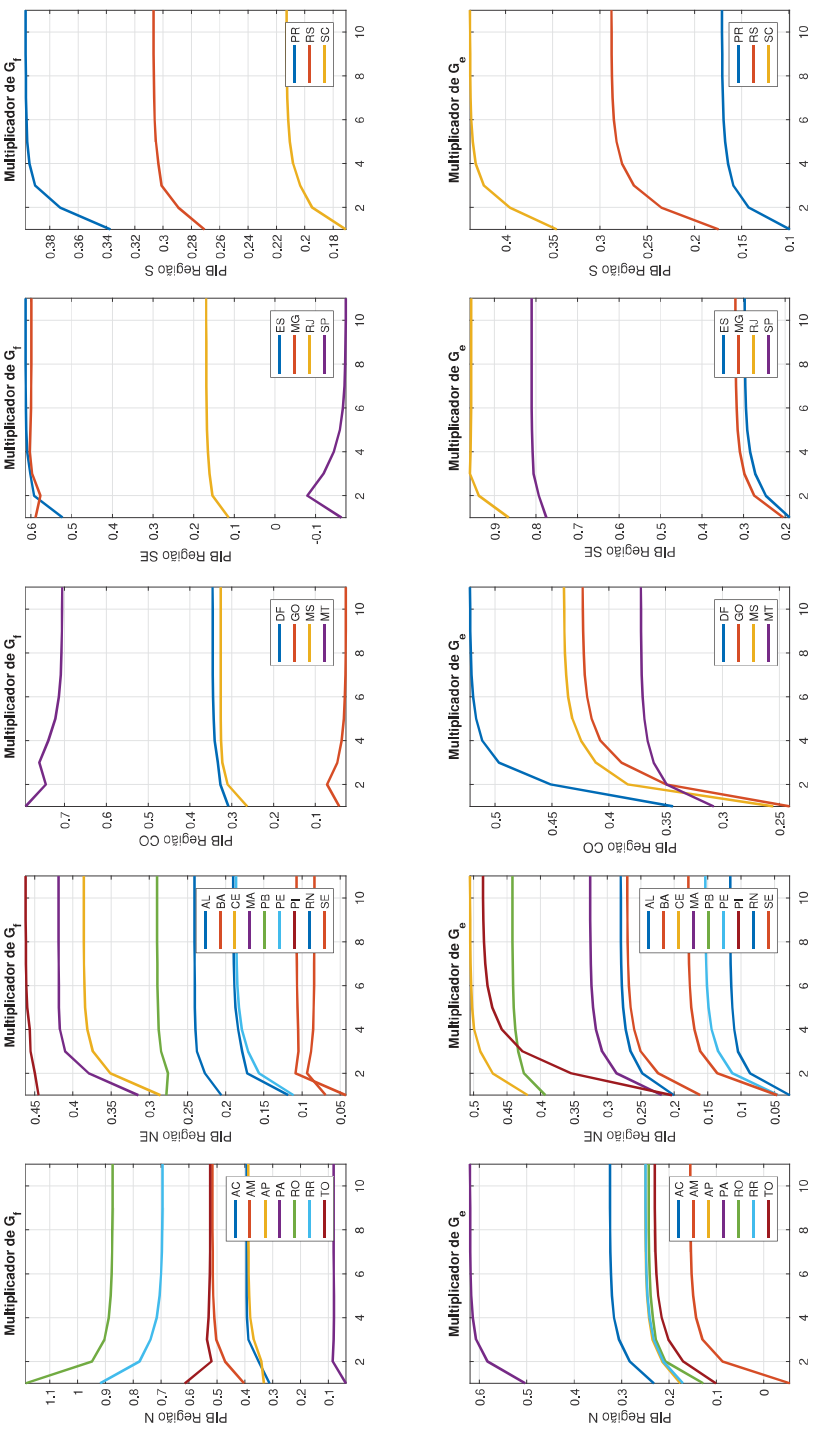


Figure 2: Fiscal multipliers on private GDP

Does monetary policy signaling, clarity of central bank communication and transparency affect the sovereign risk spreads?

Evidences for the Brazilian economy

Rodolfo Nicolay[a,b,d], *Ana Jordania de Oliveira*[a,c], *Marco Gelpi*[a], *Vinícius Palha*[a].
[a] Candido Mendes University (UCAM)
[b] Catholic University of Petrópolis (UCP)
[c] Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA)
[d] Corresponding author. Email: r-nicolay@hotmail.com

Abstract

The literature about both sovereign risk spreads and central bank communication has evolved, but separately. The present study aims to fill this gap analyzing the relation between central bank communication and the sovereign risk spreads. We provide empirical evidence of the effects of economic transparency, monetary policy signaling and clarity of central bank communication over the sovereign risk spreads. The results indicate the sovereign risk spreads respond to the monetary policy signaling. Moreover, the central bank transparency and the clarity of the central bank communication can reduce the sovereign risk spreads.

Keywords: sovereign risk; central bank communication, transparency, clarity.
JEL classification: E31, E52, E58

Resumo

A literatura sobre ambos, spread do risco soberano e comunicação do banco central, têm evoluído, mas separadamente. O presente estudo visa preencher esta lacuna analisando a relação entre comunicação do banco central e o spread do risco soberano. Fornecemos evidências empíricas sobre o efeito da transparência econômica, sinalização da política monetária e clareza da comunicação do banco central sobre o spread do risco soberano. Os resultados indicam que o spread do risco soberano responde à sinalização da política monetária. Ademais, a transparência do banco central e a clareza dos comunicados do banco central são capazes de reduzir o spread do risco soberano.

Palavras-chave: risco soberano; comunicação do banco central; transparência, clareza.

1. Introduction

Emerging economies face challenges related to external vulnerability and volatility. These challenges increases the sovereign risk, which implies in a higher spread of the emerging markets bonds. The sovereign risk spread is result of the higher uncertainties. Furthermore, the spread in the emerging markets bonds is a good measure of the sovereign risk spreads (Amadou, 2011). Besides, the sovereign risk spreads can be influenced by macroeconomic fundamentals, external factors and economic policies (Montes and Tiberto, 2012).

Nowadays, there is plenty of evidence that monetary policy can benefit from the central bank transparency and communication (Geerats, 2002; de Mendonça and Simão Filho, 2007, Blinder et al., 2008). To communicate clearly and be more transparent reduce the cost to disinflation and anchor the inflation expectations. Thus, central bank communication and clarity can influence the market's expectations. Moreover, the conduction of the monetary policy can reduce the risks associated with higher inflation and macroeconomic volatility. In this sense, central bank communication and central bank transparency can affect the sovereign risk spreads.

The literature about both sovereign risk spreads and central bank communication has evolved, but evolved separately. The present study aims to fill this gap analyzing the relation between central bank communication and the sovereign risk spreads, measured through the EMBI+[1] index calculated by the JP Morgan.

Studies relating monetary policy and sovereign risk spreads are still scarce in the literature. Montes and Tiberto (2012) measures the effect of monetary policy credibility and reputation over the EMBI. The findings suggest a higher credibility and reputation of the monetary policy can reduce the sovereign risk spreads. The present work contributes to the literature since it provides evidence of the influence of central bank transparency, communication and clarity, over the sovereign risk spreads.

In particular, this study has the following objectives: (i) to analyze if the monetary policy signaling affects the EMBI+; (ii) to verify if the economic transparency can reduce the EMBI+; (iii) to study the effect of the clarity of the central bank communication over the EMBI+; and (iv) to observe if the three previous objectives depends on the level of the sovereign risk spread. We follow de Mendonça and Galveas (2013) to measure the economic transparency, Rosa and Verga (2007) to construct the monetary policy signaling dummies and Jansen (2011a and 2011b) to construct clarity indexes based on readability measures.

We analyze the Brazilian economy. Brazil is the biggest emerging economy in the Latin America and in 1999 the CBB (Central Bank of Brazil) adopted the inflation target regime. Since then, the CBB presented a high degree of transparency and regular communication with the public. Fracasso, Genberg and Wyplosz (2003) ranked Brazil as one of the highest in terms of central bank transparency. In this sense, Brazil is a good laboratory to analyze the economic transparency and central bank communication.

We use estimators consistent with the time series analysis – OLS and GMM – to provide empirical evidences. Moreover, we present further evidences based on quantile regression. The main results indicate the sovereign risk spread respond to the monetary policy signaling. Moreover, the central bank transparency and the clarity of the central bank communication can reduce the sovereign risk spread.

Besides this introduction, the section 2 presents the literature on the determinants of the sovereign risk spread. Section 3 review the studies about central

[1] Emerging Markets Bond Index.

bank communication and transparency. In the section 4 we introduce the data and methodology. Section 5 explores the results and section 6 concludes.

2. The macroeconomic determinants of the sovereign risk spread

In this section, we discuss the literature about the determinants of the sovereign risk spreads. Several works investigated this issue, although some points are still in debate or not explored enough. To our knowledge, there is no study analyzing the effects of the economic transparency over the sovereign risk spreads. Moreover, the literature does not provide evidence on the effect of the central bank communication and clarity, and how it can explain the behavior of the sovereign risk spreads in emerging economies.

Kamin and Kleist (1999) studies the behavior of the emerging markets credit spreads, measured through the Brady bonds. The study aims to analyze the external factors and concludes that variation in industrialized country short-term interest rates explain little in the decline of the emerging markets credit spreads. Amadou (2001) uses a simple univariate model with panel data to analyze the sovereign risk of emerging economies. The results indicate an asymmetric adjustment of spreads and ratings and highlight the disagreement between market and rating agencies.

In contrast, Eichengreen and Mody (1998) focus on the domestic economic fundamentals. The results indicate the quality of the credit influences the spread. Moreover, the changes in the fundamentals explain only a part of the change in the spreads. In line, Arora and Cerisola (2001) analyze the impact of changes in US monetary policy on the sovereign risk spreads, measured by the EMBI+. The results suggest that the level of the US interest rates has positive effects over the sovereign bond spreads. Although, countries enjoy a significant degree of freedom to influence country risk and economic growth. Strong and sustainable fiscal policy and a low level of indebtedness are extremely important in reducing country risk and country interest rates. In turn, Baek et al. (2005) analyze the determinants of the sovereign risk premium assessed by the market, as measured by the yield spread of Brady bonds. The results suggest that liquidity, solvency and economic stability variables significantly affect the country risk premium. However, the results indicate that the market's attitude towards risk plays an important role in determining the market risk premium.

Kennedy and Palerm (2014) compare the importance of the external and domestic conditions to determine emerging market bond spreads. The results suggest that, during the subprime crisis, it was movements in the risk measure that explained much of the observed changes in EMBI spreads. Moreover, the data suggests that markets, in the recent crisis, differentiated between countries and that this was in part related to domestic fundamentals. The empirical results indicate that countries with viable fiscal positions, low external debt levels, low political risk and healthy foreign exchange reserves contributed to an improvement in the EMBI.

Özmen and Yaşar (2016) analyses the impacts of sovereign credit ratings and global financial conditions on the evolution of EMBI Global (EMBIG) spreads. The work uses panel data analysis for 23 developing countries for the period between 1998 and 2012. The findings suggest that credit ratings along with global financial conditions are the main determinants of EMBIG spreads.

Considering the Brazilian economy, Andrade and Teles (2005) analyzes the relationship between macroeconomic variables and the Brazilian sovereign risk spreads using a country beta model. In this model, the Brazilian risk is a variable in time parameter that corresponds to the relation between the returns of the Brazilian stock

market and the returns of the stock market of the rest of the world. The analysis is conducted using time series for the period from January 1991 to December 2002. The results show that monetary policy has a significant and stable impact on the country risk. Moreover, international reserves have a significant impact only in the period of fixed exchange rate.

Ferreira (2010) analyzes the sovereign risk determinants for the Brazilian economy. The analysis was done for the period from April 1995 to June 2008, using the general non-restricted model (GUM). The results show that macroeconomic fundamentals, such as the current account deficit to GDP ratio, public debt/GDP ratio and imports largely explain the EMBI+ spreads. Furthermore, de Mendonça and Nunes (2011) analyze the relationship between a fiscal authority committed to the stabilization of the debt/GDP ratio and the sovereign risk. The findings indicate that a proper management of public debt and the use of primary surplus targets ensure a sound strategy to promote the fall in the risk premium.

Regarding the monetary policy effects over the EMBI, Montes and Tiberto (2012) analyzes the role of macroeconomic fundamentals, credibility of monetary policy and the reputation of the central bank in reducing the country risk. The results suggest that monetary policy and public debt management, as well as the credibility and reputation of the monetary policy, affect the country risk premium.

The literature about the determinants of sovereign risk spreads discuss the external and domestic determinants, providing evidence about the role of the macroeconomic fundamentals. Some works also study the importance of the fiscal and monetary policy. Although, to our knowledge, there is no work analyzing the effects of transparency, monetary policy signaling and clarity of central bank communication over the sovereign risk spreads.

3. Transparency, central bank communication and clarity

Central bank transparency and communication play important roles in the task of guiding markets expectations. Both can reduce the asymmetric information between the central bank and the public. According to van der Cruijsen, Eijffinger, and Hoogduin (2010), transparency improves consensus across forecasters and improves policy anticipation. Moreover, central bank communication depends on the level of clarity (Jansen, 2011a).

Following Geraats (2002), transparency can be defined as the absence of asymmetric information between central bank and economic agents. Geraats (2002) distinguish five aspects of the transparency: political, economic, procedural, policy and operational transparency. This study focus on the economic transparency, which focus on the economic information, used for monetary policy, central bank forecasts and policy models. The theoretical literature considers the asymmetric information about economic data and forecasts.

De Mendonça and Simão Filho (2007) argued that central banks with greater economic transparency contribute to decrease both inflation and the interest rate. Their findings for the Brazilian economy show that an increase in information brings about a significant change in the speed with which market expectations evolve. Furthermore, central bank transparency contributes to anchor public expectations and to affect long-run interest rates.

Once transparency is important to reduce asymmetric information, central bank communication becomes an important tool to guide markets. Blinder et al. (2008) defines central bank communication as provision of information by the central bank to

the public regarding present and future monetary policy, the economic outlook and the goals of the central bank. Jansen (2011a) argues that is impossible to reach a high degree of transparency without central bank communication. Thus, central bank communication is important to move markets and anchor expectations.

The literature on central bank communication provided plenty of empirical evidence about its effects over financial markets, equity markets and macroeconomic performance (see Blinder et al., 2008). However, the studies paid much less attention to the overall clarity of central bank communication (Bulíř, Čihák, and Jansen 2013). The clarity of central bank communication can be defined as the quality of the information and the capacity of comprehension the public has regarding what central bank communicates (Jansen 2011a). Thus, one can argue what is the importance of clarity of central bank communication, but so far, only few studies aimed to answer this question.

Jansen (2011a, 2011b) first introduced the readability indexes (Flesch, 1948 and Kincaid et al., 1975) as measures of the clarity of central bank communication. Both works analyzed the effects of clarity over financial markets volatility. Montes et al. (2016) verified if the clarity of central bank communication affects the disagreement of inflation expectations in Brazil. Also regarding the Brazilian economy, Montes and Nicolay (2016) analyzed the relation between monetary policy credibility and clarity. The study concludes clarity of central bank communication improves monetary policy credibility, but only if the central bank is committed to its goals.

Hence, to provide further evidence on the effect that economic transparency, central bank communication and clarity on the economy, we investigate the effect of these variables over the sovereign risk spread, measured through the EMBI. To provide information to the markets' participants may reduce the degree of uncertainty, reducing the risk in the emerging markets bonds.

4. Data and Methodology

In this section, we describe the data and methodology used in the empirical analysis. The objective is to study the influence economic transparency, central bank communication and clarity has on country risk premium, measured by the EMBI+.

The first step is to define which type of central bank communication we consider. According to Blinder et al. (2008), there are two types of central bank communication: (i) official releases and (ii) communication through the specialized media. We focus on the official releases, following the existent literature about central bank communication and clarity to the Brazilian economy. (e.g., Costa-Filho and Rocha, 2009 and 2010; Montes and Scarpari, 2015; Montes and Nicolay, 2016 and 2017; Taborda, 2015; Montes *et al.*, 2016). The Central Bank of Brazil (CBB) releases two official announcements related to inflation and monetary policy, the inflation report, published quarterly with focus on the economic background, and the minutes of the Brazilian Monetary Policy Committee (COPOM) meetings. We focus on the COPOM minutes, which give information about the present and future economic outlook and the path of monetary policy. Moreover, it is recommended to use the minutes in order to avoid the problem of insufficient data.

4.1 Data

The database contains 154 monthly observations from March 2003 to February 2016. We choose this period because prior to this date there was no standard for the

period of time that the minutes of the COPOM meetings were published after each meeting. Moreover, after 2006, the COPOM meetings started happening every 45 days. To adequate the variables related to the central bank communication to the monthly analysis, we repeat the last value on the months there is no minutes, following Montes et al. (2016) and Montes and Nicolay (2016 and 2017).

4.1.1 Macroeconomic Variables

To measure the sovereign risk spread we use the EMBI+, calculated by JP Morgan. We extract the monthly average from the daily data. We use this index rather than traditional spreads over U.S. Treasury because they control for floating coupons and unusual features (Amadou, 2011). Moreover, the EMBI+ measures most traded external-currency-denominated debt instruments of the countries. The EMBI+ present, in base points, the spread of the emerging markets bonds.

To measure the impact of the fiscal result on the sovereign risk spread, we use the Public Sector Borrowing Requirements (PSBR) in the primary concept, from the Brazilian National Treasury (series 5793 from the CBB). If the PSBR increases, we expect the sovereign risk spread to increase, because it reduces the capacity and confidence that the government is able to honor its debts. The output gap (GAP) is extracted from the IBC-BR (Central Bank Economic Index – series 24364 from the CBB) by applying the Hoddrik-Prescott filter. The output gap indicates the macroeconomic performance. When the output is above (below) its trend, there is a high (low) economic activity, which reduces (increases) the sovereign risk spread.

The international reserves as a percentage of the GDP (RES/GDP) indicates the exposure to international issues. Following Williamson (1973) and Montes and Tiberto (2012), international reserves indicates the degree of liquidity of the country. The international liquidity measures the capacity of the country to honor the current account and to respond to external shocks. Hence, it is expected a negative relation between the international reserves and the sovereign risk spread.

In relation to monetary policy, we include two variables in the model, inflation rate (INF – series 13522 from the CBB) and the basic real interest rate (IR – calculated from the basic interest rate series, 4189 from the CBB, subtracting the inflation rate, series 13522 from the CBB). The inflation rate indicates the monetary stability and is the main goal of monetary policy. Lower inflation rates indicate more stable macroeconomic environment and a committed central bank, reducing the sovereign risk spread. In the case of the basic real interest rate, it is the main instrument of monetary policy. Moreover, both the interest rate and inflation rate are the main indexing factors of the public debt. Hence, an increase in these variables increase the risk premium of the Treasuries Bonds (de Mendonça and Nunes, 2011).

4.1.2 Monetary Policy Signaling

One of the main objectives of this work is to find evidence on the effect of the monetary policy signaling over the EMBI. To measure the monetary policy signaling,

we follow the methodology of Rosa and Verga (2007) and analyze the COPOM minutes. We construct two dummies to measure if the central bank communication signals an increase or a decrease in basic interest rate. The dummy D_UP receives value 1 if the central bank signals an increase in the interest rate and 0 otherwise. The dummy D_DOWN receive values 1 if the central bank signals and decrease in the interest rate and 0 otherwise. The glossary used to classify the minutes is presented in the table A.1 in the appendix.

4.1.3 Clarity of the central bank communication

The clarity of central bank communication is calculated considering readability measures. Several works consider readability indexes as a proxy for clarity of central bank communication (e.g., Jansen, 2011a and 2011b; Jansen and Moessner, 2016; Montes et al., 2016; Montes and Nicolay, 2017). We consider two measures in this work: the Flesch Ease Score, (Flesch 1948) and the Flesch-Kincaid Grade Level (Kincaid et al, 1978). Theses indexes considers only textual characteristics.

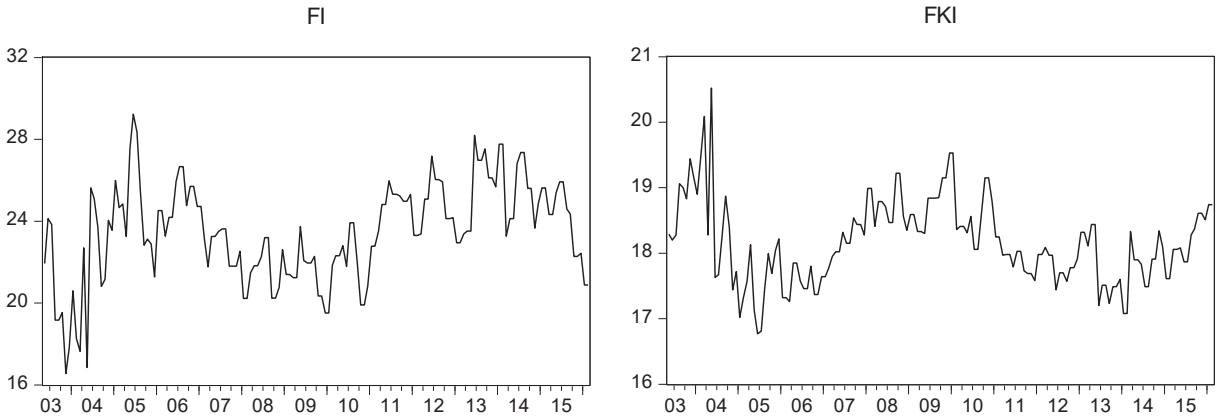
The Flesch (1948) statistic (FI) indicates the easiness to read the text. The index utilizes textual aspects as the number of words per sentences and the number of syllables per word. The formula of the index is:

$$FI = 206.835 - 1.015 \times (\#word/\#sentences) - 84.6 \times (\#syllables/\#words)$$

The index proposed by Kincaid et al. (1975) (FKI) represents the years of study needed to fully understand the text. This interpretation makes easier to compare different values. The formula of the index is:

$$FKI = 0.39 \times (\#word/\#sentences) + 11.8 \times (\#syllables/\#words) - 15.59$$

Figure 1 – Clarity indexes



Soucer: Authors' elaboration

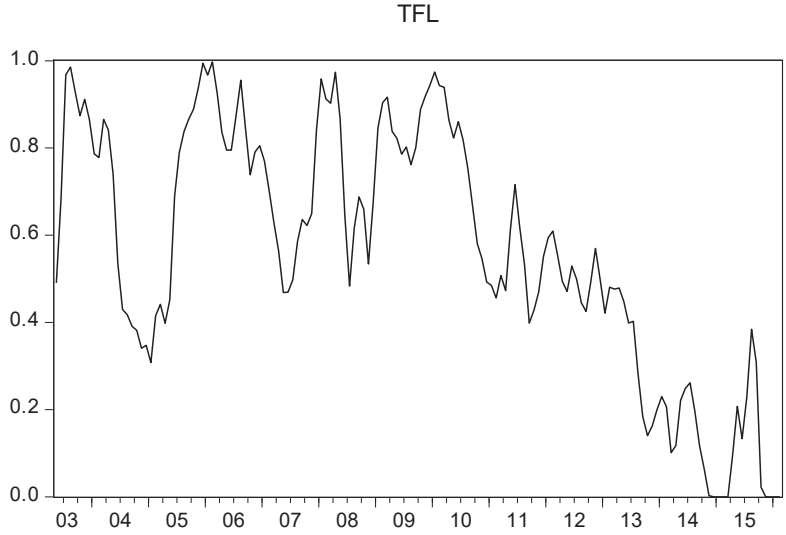
4.1.4 Transparency

In the present work, we aim to verify if the economic transparency affects the sovereign risk. In relation to the transparency measure, according to Walsh (2003), central bank transparency is related to the absence of asymmetric information between central bank and the public. In this sense, de Mendonça and Galveas (2013) presents a transparency index adequate for the time series analysis. The idea of Fry et al (2000); Eijffinger and Geraats (2006) and Siklos (2011) to derive a transparency index from the disclosure of information released by the central bank does not fit in time series analysis because institutional features do not change in short periods. The methodology proposed by de Mendonça and Galvea (2013) measures the economic transparency calculating the inflation expectations deviations from the inflation target. We consider the inflation expectations, hence the index is forward looking. The formula of the transparency forward looking (TFL) index is:

$$TFL = \begin{cases} 1 & if \;\; E_t(\pi_{t+12}) = \pi^*_{t+12} \\ 1 - \dfrac{1}{\pi^{bound}_{i+1} - \pi^*_{i+1}}[E_t(\pi_{t+12}) - \pi^*_{t+12}] & if \;\; \pi_i^{lower\ bound} < E_t(\pi_{t+12}) < \pi_i^{upper\ bound} \\ 0 & if\ E_t(\pi_{t+12}) \geq \pi_i^{upper\ bound}\ or\ E_t(\pi_{t+12}) \leq \pi_i^{lower\ bound} \end{cases}$$

where $E_t(\pi_{t+12})$ is the inflation expectation for the next 12 months; π^*_{t+12} is the weighted inflation target for the same period[2]; π^{bound}_{i+1} is the limit of the tolerance interval defined for the inflation rate observed in the next 12 months and π^*_{i+1} is the inflation target pursued for the next year.

Figure 2 – Economic transparency index



Source: Authors' elaboration

Hence, if $E_t(\pi_{t+12})$ exceeds the tolerance interval, then the TFL equals 0; this suggests that the central bank is not anchoring expectations. Such situation reveals that the monetary policy may not be clear to the public. In this case, there is a high level of asymmetric information between central bank and the public, which decrease the transparency. In contrast, when TFL equals 1, the central bank transparency improves

[2] For example, the weighted inflation target in July 2004 is a result of (5 x target 2004 + 7 x target 2005).

the monetary policy efficiency, since it supports the convergence between inflation expectation and the inflation target. The variable TFL also varies between 0 and 1. In brief, the closer this index is to 1 (0), the greater is central bank's transparency (opacity).

4.2 - Methodology

To measure the effects of the monetary policy signaling, clarity and transparency over the sovereign risk spread, we consider the following econometric specifications:

$$EMBI_t = \alpha_{11} + \alpha_{12} PSBR_{t-1} + \alpha_{13} GAP_{t-9} + \alpha_{14} INF_{t-3} + \alpha_{15} IR_{t-1} + \alpha_{16} RES/GDP_{t-1} + \alpha_{17} Subprime + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$EMBI_t = \alpha_{21} + \alpha_{22} PSBR_{t-1} + \alpha_{23} GAP_{t-9} + \alpha_{24} INF_{t-3} + \alpha_{25} IR_{t-1} + \alpha_{26} RES/GDP_{t-1} + \alpha_{17} Subprime + \alpha_{28} TFL + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$EMBI_t = \alpha_{31} + \alpha_{32} PSBR_{t-1} + \alpha_{33} GAP_{t-9} + \alpha_{34} INF_{t-3} + \alpha_{35} IR_{t-1} + \alpha_{36} RES/GDP_{t-1} + \alpha_{17} Subprime + \alpha_{38} D_UP + \varepsilon_3 \quad (3)$$

$$EMBI_t = \alpha_{41} + \alpha_{42} PSBR_{t-1} + \alpha_{43} GAP_{t-9} + \alpha_{44} INF_{t-3} + \alpha_{45} IR_{t-1} + \alpha_{46} RES/GDP_{t-1} + \alpha_{17} Subprime + \alpha_{48} D_DOWN + \varepsilon_4 \quad (4)$$

$$EMBI_t = \alpha_{51} + \alpha_{52} PSBR_{t-1} + \alpha_{53} GAP_{t-9} + \alpha_{54} INF_{t-3} + \alpha_{55} IR_{t-1} + \alpha_{56} RES/GDP_{t-1} + \alpha_{17} Subprime + \alpha_{58} FI + \varepsilon_5 \quad (5)$$

$$EMBI_t = \alpha_{61} + \alpha_{62} PSBR_{t-1} + \alpha_{63} GAP_{t-9} + \alpha_{64} INF_{t-3} + \alpha_{65} IR_{t-1} + \alpha_{66} RES/GDP_{t-1} + \alpha_{17} Subprime + \alpha_{68} FKI + \varepsilon_6 \quad (6)$$

Where ε_1 to ε_6 are the error term. The model is based on the existing literature about the macroeconomic determinants of the sovereign risk in the emerging economies. Moreover, we include a dummy for the subprime crisis, which receives value 1 to the period between September 2008 and September 2009, and 0 otherwise. The lags of the variables were determined empirically, considering the general-to-specific method. We consider the principle of parsimony and observe the statistical significance of the coefficients (Hendry, 2001).

The first condition to validate the econometric analysis with time series data is to check if the series are stationary. This work performs the Kwaitowski-Phillips-Shin (KPSS) stationarity test. This test has the advantage over the conventional tests as they do not reject the null hypothesis too often (Franses and Haldrup, 1994; Cati et al., 1999). Furthermore, Kwiatkowski et al. (1992) indicates that the test is adequate to small samples. According to this test, all series are stationary. The result is presented in the table A.2 in the appendix.

We estimate the equations by Ordinary Least Squares (OLS), Generalized Method of Moments (GMM), two-step GMM and Quantile Regression. These methods provide a straightforward interpretation of the coefficients, allowing one to observe the direction and statistical significance of the coefficients. Due to the presence of serial autocorrelation and heterokedasticity of unknown form, we estimate OLS and GMM with the Newey and West (1987) covariance matrix.

Due to the problems of endogeneity and simultaneity, common in time series analysis, we estimate all equations using the GMM, which provide robust estimates in the presence of this problem (Hansen, 1982). In the GMM estimates, the instrumental variables play an important role. We follow the methodology of Johnston (1984) and include the same variables of the model lagged as instruments. Time series variables usually present a strong autoregressive component. Hence, this methodology provides instruments highly correlated with the variables in the model, and independent from the

error term. We perform the J-statistic to check the orthogonality of the instruments. The Durbin-Wu-Hausman[3] test indicates if the regressors are exogenous. Moreover, to avoid small sample bias problems, we estimate the two-step GMM with the Windmeijer (2005) covariance matrix.

5. Results and discussion

The results of the OLS and GMM estimates for the equation 1 to 6 are presented in the table 1. The Ramsey-RESET test indicates that all specifications are adequate. Moreover, in the GMM estimates, the J-statistic test shows that the instruments are orthogonal in relation to the error term. Furthermore, the Durbin-Wu-Hausman test indicates the regressor are exogenous.

All the estimated coefficients presented the expected signal. The estimates indicate the PSBR has a positive relation with the EMBI. This result shows that an increase in the PSBR also increases the sovereign risk spread. This evidence corroborates previous results founded by de Mendonça and Nunes (2011). The fiscal result is essential to indicate the capacity of the Govern to honor its debts. Hence, if the PSBR decreases, it means a higher primary surplus, increasing the resources available to reduce the public debt. This mechanism reduces the sovereign risk and reduces the bond spreads. The output gap presented a negative signal. I.e., an increase in the economic activity reduces the sovereign risk spread.

The inflation presents a positive effect over the EMBI, this result shows that higher inflation leads to higher sovereign risk, increasing the spread in the Brazilian bonds. The real interest rate has a positive relation to the EMBI. An increase in the basic real interest rate increases the spread in the Brazilian bond. Both variables are the main indexers of the Brazilian public debt. Hence, an increasing in these variables also increases the cost of the public debt, which means a higher sovereign risk spread.

The subprime crisis affected markets around the world. The emerging economies observed a negative capital flow in the period. In this sense, the dummy variables for the period of the subprime crisis presented a positive signal. Corroborating the idea of Kennedy and Palerm (2014), during the subprime crisis, the spread of the Brazilian bonds increased due to the increase of the risk perception.

The main analysis of this study lies in the effect of the economic transparency, monetary policy signaling and clarity of the central bank communication over the sovereign risk spread. The economic transparency presented a negative and significant signal in the OLS and GMM estimates – and a positive but not significant signal in the two-step GMM estimates. This result corroborates the idea that the economy can benefit from the reduction of asymmetric information between central bank and the markets. When the central bank is more transparent, it reduces the sovereign ris spreads.

[3] Based on the works of Durbin (1954), Wu (1973) and Hausman (1978).

Table 1 – OLS and GMM estimates

	OLS						GMM						TWO-STEP GMM					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	**-47.141**	**-29.939**	**-70.221** *	**-36.694**	**-793.462** ***	**178.992** ***	**-63.479**	**-67.085** *	**-111.605** **	**-68.529**	**-133.647** ***	**164.964** **	**-26.584**	**-43.831**	**-86.830**	**-37.583**	**-928.725** **	**154.448**
	(44.330)	(45.439)	(38.263)	(43.029)	(209.988)	(62.152)	(44.151)	(34.906)	(43.540)	(37.083)	(265.811)	(67.327)	60.119	52.864	60.530	47.008	468.758	108.072
PSBR-1)	**12.234** *	**3.658**	**11.579** *	**11.364** *	**11.816** *	**13.061** **	**14.579** ***	**-4.809**	**11.123** **	**8.752** *	**11.234** **	**12.412** **	**17.015** **	**2.396**	**11.947**	**10.225**	**14.819** *	**14.509** *
	(6.797)	(7.691)	(6.264)	(6.124)	(6.250)	(6.139)	(5.409)	(6.891)	(5.376)	(5.181)	(4.961)	(5.030)	7.537	11.685	8.061	6.653	8.062	8.308
GAP(-9)	**-11.385** **	**-14.959** ***	**-12.253** **	**-10.630** **	**-8.585** **	**-8.724** **	**-13.264** ***	**-22.266** ***	**-13.016** ***	**-10.470** ***	**-12.732** ***	**-12.707** ***	**-12.769** ***	**-17.578** ***	**-11.553** ***	**-9.388** ***	**-13.120** ***	**-12.813** ***
	(4.982)	(3.681)	(4.805)	(5.102)	(3.896)	(4.192)	(2.790)	(3.678)	(2.804)	(2.711)	(2.504)	(2.304)	4.324	5.934	3.991	3.476	4.564	3.567
INF(-3)	**57.221** ***	**55.472** ***	**56.510** ***	**54.357** ***	**56.276** ***	**56.427** ***	**49.414** ***	**51.836** ***	**47.688** ***	**44.857** ***	**61.436** ***	**58.777** ***	**45.739** ***	**48.497** ***	**44.570** ***	**41.572** ***	**58.354** ***	**56.380** ***
	(5.500)	(5.042)	(5.454)	(5.394)	(4.852)	(4.766)	(4.513)	(4.625)	(3.690)	(4.494)	(4.201)	(4.020)	6.758	7.022	5.978	6.085	7.749	7.026
IR(-1)	**10.124** **	**11.987** ***	**11.706** ***	**12.893** ***	**11.349** ***	**10.137** ***	**14.474** ***	**16.000** ***	**16.754** ***	**17.993** ***	**12.846** ***	**12.001** ***	**12.906** ***	**13.855** ***	**15.721** ***	**16.154** ***	**12.789** ***	**11.364** **
	(4.170)	(3.411)	(3.662)	(3.587)	(3.569)	(3.871)	(2.758)	(2.750)	(2.087)	(2.303)	(3.009)	(3.260)	4.281	4.369	2.653	3.399	4.817	5.333
RES/GDP(-1)	**-41.780** ***	**-38.724** ***	**-40.702** ***	**-41.300** ***	**-40.573** ***	**-40.443** ***	**-18.704** *	**-15.929**	**-10.349**	**-9.742**	**-36.646** ***	**-29.342** ***	**-20.899**	**-17.731**	**-9.608**	**-10.259**	**-34.663** *	**-28.959** *
	(13.756)	(11.752)	(13.334)	(12.619)	(11.433)	(11.727)	(10.863)	(10.993)	(10.847)	(9.573)	(10.192)	(10.329)	16.280	18.070	14.382	11.737	17.836	16.160
SUBPRIME	**77.678** **	**103.714** ***	**87.672** ***	**84.872** **	**48.670**	**53.918** *	**217.361** ***	**230.562** ***	**214.776** ***	**222.076** ***	**107.749** ***	**137.305** ***	**224.261** ***	**240.724** ***	**221.033** ***	**232.265** ***	**137.380** **	**152.941** ***
	(35.056)	(25.963)	(32.939)	(36.155)	(36.141)	(32.533)	(37.852)	(31.175)	(26.450)	(28.500)	(33.948)	(34.225)	52.194	52.294	39.127	46.284	58.828	51.331
TFL		**-81.548** **						**-146.556** ***						**-86.770**				
		(33.810)						(40.074)						68.975				
D_UP			**29.727** **						**46.490** ***						**42.975** *			
			(13.306)						(12.854)						22.342			
D_DOWN				**-47.285** **						**-56.946** ***						**-51.927** **		
				(21.975)						(14.650)						20.345		
FKI					**41.052** ***						**57.259** ***						**47.215** *	
					(11.342)						(14.110)						24.909	
FI						**-9.272** ***						**-10.538** ***						**-9.172** **
						(2.350)						(2.735)						4.362
Ajusted R^2	0.636	0.648	0.646	0.659	0.672	0.660	0.489	0.531	0.522	0.531	0.614	0.584	0.466	0.489	0.506	0.503	0.590	0.567
F-statistic	42.861	38.852	38.577	40.721	43.224	40.897												
(p-value)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000												
Ramsey-RESET	0.287	4.539	0.724	0.124	1.015	1.008												
(p-value)	0.593	0.035	0.396	0.726	0.316	0.317												
Rank							26	29	29	29	29	29	26	29	29	29	29	29
Durbin-Wu-Hausn							0.890	1.671	4.408	2.607	2.486	3.030	0.775	1.515	5.000	2.846	2.011	2.263
(p-value)							0.989	0.976	0.732	0.919	0.928	0.882	0.993	0.959	0.660	0.899	0.959	0.944
J-statistic							14.045	13.134	12.985	13.306	18.886	17.045	13.881	14.934	13.377	13.781	18.030	16.454
(p-value)							0.781	0.904	0.909	0.898	0.592	0.708	0.791	0.826	0.895	0.879	0.647	0.744

Source: Author's estimates. *Notes:* Marginal Significance Levels: *** denotes 0.01, ** denotes 0.05 and * denotes 0.1. Coefficients in bold, standard errors in parentheses. Due to the problems of autocorrelation and heteroscedasticity, the reported t-statistics in the OLS and GMM estimates are based on the estimator of Newey and West (1987).

The monetary policy signaling follows the same direction of the basic interest rate. I.e. when the central bank indicates an increase in the interest rate, the EMBI also increases. Moreover, an indication of a reduction in the basic interest rate reduces the EMBI. This result shows the importance of the central bank communication. If the central bank has successfully moved the markets with his announcements, it reduces the need to move the basic interest rate. Furthermore, these results indicate that the international markets also consider the CBB announcements and its content.

In relation to the clarity indexes, the result indicates that an improvement in the clarity of the central bank communication reduces the EMBI. It is important to communicate, but the message should be clear enough to be fully understood by the market. The result indicates that an improvement in the clarity may reduce the sovereign risk spreads.

In general, the results indicates that a good strategy related to the central bank transparency and communication may reduce the sovereign risk spreads. If the central bank is succeeded in reducing the information asymmetry in relation to the markets, it helps to reduce the EMBI.

5.1 Interaction between the clarity and the monetary policy signaling

In this section, to provide further evidences on the effect of the clarity and the monetary policy signaling over the sovereign risk spread, we measure the effect of the interaction between clarity and monetary policy signaling over the EMBI. We consider only the FI clarity index in this section. The interaction variables are constructed multiplying the monetary policy signaling dummies for the FI index. Hence, we estimate the following equations:

$$EMBI_t = \alpha_{71} + \alpha_{72} PSBR_{t-1} + \alpha_{73} GAP_{t-9} + \alpha_{74} INF_{t-3} + \alpha_{75} IR_{t-1} + \alpha_{76} RES/GDP_{t-1} + \alpha_{77} Subprime + \alpha_{78} D_\text{UP}^* FI + \varepsilon_7 \quad (7)$$

$$EMBI_t = \alpha_{81} + \alpha_{82} PSBR_{t-1} + \alpha_{83} GAP_{t-9} + \alpha_{84} INF_{t-3} + \alpha_{85} IR_{t-1} + \alpha_{86} RES/GDP_{t-1} + \alpha_{87} Subprime + \alpha_{88} D_DOWN * FI + \varepsilon_8 \quad (8)$$

Where ε_7 and ε_8 are the error term. The results are presented in table 2. The idea is to observe the effect of the clarity of central bank communication and monetary policy communication together.

The results of the estimates corroborate the signals founded in the Table 1. The Ramsey-RESET test indicates there is no problems of identification. Moreover, the instrumental variables are adequate, according to the J-statistic. The Durbin-Wu-Hausman test provide evidence that the regressors are exogenous.

In relation to the variables of interaction between the monetary policy signaling and the clarity index, the results indicate that the monetary policy signaling, considering the quality of the information released, moves the sovereign risk spread in the same direction of the basic interest rate. Although all coefficients are statistically significant, the values are lesser – in an absolute perspective – than the effect of monetary policy signaling and clarity obtained at the table 1. This result may indicate a low quality of the information released, once the effect is reduced when considered the clarity of the announcement.

Table 2 – OLS and GMM estimates

	OLS		GMM		TWO- STEP GMM	
	(7)	(8)	(7)	(8)	(7)	(8)
C	**-67.441** *	**-33.131**	**-115.467** **	**-54.282**	**-70.297**	**-26.340**
	(39.215)	(42.715)	(46.407)	(35.088)	(60.185)	(41.090)
PSBR(-1)	**11.529** *	**11.242** *	**9.870** *	**10.486** **	**11.539**	**10.939**
	(6.416)	(6.161)	(5.687)	(4.924)	(8.254)	(6.615)
GAP(-9)	**-12.251** **	**-10.488** **	**-12.393** ***	**-11.302** ***	**-9.895** **	**-10.379** ***
	(4.863)	(4.979)	(3.032)	(2.787)	(4.325)	(3.654)
INF(-3)	**56.546** ***	**53.632** ***	**46.003** ***	**44.740** ***	**40.202** ***	**41.527** ***
	(5.513)	(5.036)	(4.228)	(4.428)	(6.254)	(5.813)
IR(-1)	**11.513** ***	**13.168** ***	**17.778** ***	**17.352** ***	**16.121** ***	**15.194** ***
	(3.738)	(3.650)	(2.084)	(2.374)	(2.819)	(3.306)
RES/GDP(-1)	**-40.964** ***	**-40.950** ***	**-5.957**	**-14.492**	**-5.134**	**-14.174**
	(13.543)	(12.477)	(10.530)	(9.754)	(14.282)	(12.797)
SUBPRIME	**87.458** **	**83.777** **	**244.593** ***	**220.022** ***	**255.308** ***	**227.632** ***
	(33.670)	(35.865)	(35.777)	(31.149)	(46.400)	(48.762)
*D_UP*FI*	**1.106** *		**1.715** ***		**1.554** *	
	(0.565)		(0.487)		(0.803)	
*D_DOWN*FI*		**-2.223** **		**-2.308** ***		**-1.921** ***
		(0.944)		(0.494)		(0.721)
Ajusted R^2	0.643	0.666	0.479	0.537	0.443	0.537
F-statistic	38.096	41.988				
(p-value)	0.000	0.000				
Ramsey-RESET	0.803	0.337				
(p-value)	0.372	0.562				
Rank			29	29	29	29
Durbin-Wu-Hausn			1.574	1.833	2.004	2.537
(p-value)			0.980	0.969	0.960	0.924
J-statistic			15.597	12.976	14.457	13.207
(p-value)			0.792	0.909	0.849	0.901

Source: Author's estimates. *Notes:* Marginal Significance Levels: *** denotes 0.01, ** denotes 0.05 and * denotes 0.1. Coefficients in bold, standard errors in parentheses. Due to the problems of autocorrelation and heteroscedasticity, the reported t-statistics in the OLS and GMM estimates are based on the estimator of Newey and West (1987).

5.2 Quantile Regression

In addition to the previous results, we estimate a simpler model using Quantile Regression in order to observe the effects of the monetary policy signaling, economic transparency and clarity over the sovereign risk spread, considering the level of the EMBI. Introduced by Koenker and Basset (1978), the Quantile Regression allows one to observe the differences in the estimated coefficients considering different levels of the dependent variable. In this sense, it is possible to observe if the estimated effects depends on the level of the sovereign risk spread. We estimate the Quantile Regression with moving blocks bootstrap (MBB), which provides robust standard errors to heteroskedasticity and autocorrelation of unknown form (Fitzenberger, 1997).

The estimated model considers the central idea of the previous sections, the relation between transparency, communication and clarity and the EMBI. We include the lagged EMBI to capture the effects of all other variables. Hence, we estimate the following specifications:

$$EMBI_t = \alpha_{91} + \alpha_{92} EMBI_{t-1} + \alpha_{93} TFL + \varepsilon_9 \quad (9)$$

$$EMBI_t = \alpha_{101} + \alpha_{102} EMBI_{t-1} + \alpha_{103} D_\text{UP} + \varepsilon_{10} \quad (10)$$

$$EMBI_t = \alpha_{111} + \alpha_{112} EMBI_{t-1} + \alpha_{113} D_DOWN + \varepsilon_{11} \quad (11)$$

$$EMBI_t = \alpha_{121} + \alpha_{122} EMBI_{t-1} + \alpha_{123} FKI + \varepsilon_{12} \quad (12)$$

$$EMBI_t = \alpha_{131} + \alpha_{132} EMBI_{t-1} + \alpha_{133} FI + \varepsilon_{13} \quad (13)$$

$$EMBI_t = \alpha_{141} + \alpha_{142} EMBI_{t-1} + \alpha_{143} D_UP * FI + \varepsilon_{14} \quad (14)$$

$$EMBI_t = \alpha_{151} + \alpha_{152} EMBI_{t-1} + \alpha_{153} D_DOWN * FI + \varepsilon_{15} \quad (15)$$

Table 3 presents the results to the Quantile Regression estimates. In general, the results corroborate the previous findings. In relation to the TFL, the estimated coefficients indicate the effect over the EMBI is stronger in the central quantiles. Moreover, to very low and very high values of EMBI, the TFL presented no statistical significance.

The monetary policy signaling dummies, D_UP and D_DOWN, presents the expected signal in all quantiles. Although, they only present statistical significance between the second and eight quantile. Moreover, it is not possible to observe a strong evidence related to differences in the effect of monetary policy signaling in different parts of the EMBI distribution.

In relation to the clarity indexes, FKI and FI, it is possible to observe that the clarity of the central bank communication is able to reduce the EMBI only in the upper quantiles. This result indicates that the quality of information is important in moments of high risk. In these moments, improvements in the clarity helps to reduce the sovereign risk spreads, as the markets understand better the central bank intention and acts. On the other hand, if the central bank reduces the clarity of it statements, it may increase the risk. In the lower quantiles, the clarity indexes presents the opposite signal, indicating that in moments of very low risk, the clarity may increase the sovereign risk spread. Although, only the second quantile coefficient of the FI estimates present statistical significance.

The interaction between monetary policy signaling dummies and the clarity indexes, D_UP*FI and D_DOWN*FKI, confirms the results in the previous sections. It presents the expected signal and statistical significance in many of the estimated coefficients.

6. Conclusions

The present work addressed empirical evidences on the relation between economic transparency, monetary policy signaling and clarity of central bank communication and the sovereign risk spread, measured by the EMBI+. The model considers the economic fundamentals explored in the literature, and the results corroborated previous findings.

Table 3 – Quantile Regression Estimates

		Quantiles								
	OLS	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
CONSTANT	**22.851*** **	**22.222*** **	**25.275*** **	**24.515*** **	**22.044*** **	**22.851*** **	**30.743*** **	**18.388***	**24.759** **	**21.542**
	(7.787)	(7.961)	(6.147)	(5.049)	(7.177)	(7.695)	(10.074)	(9.484)	(10.803)	(23.509)
EMBI (-1)	**0.935*** **	**0.849*** **	**0.865*** **	**0.898*** **	**0.935*** **	**0.935*** **	**0.947*** **	**0.997*** **	**0.993*** **	**1.021*** **
	(0.021)	(0.021)	(0.019)	(0.013)	(0.019)	(0.021)	(0.032)	(0.030)	(0.032)	(0.061)
TFL	**-22.713** **	**-14.682**	**-16.337** **	**-21.818*** **	**-26.165*** **	**-22.713** **	**-28.046** **	**-16.918** **	**-13.849***	**5.625**
	(10.167)	(10.435)	(7.909)	(7.153)	(9.149)	(10.182)	(11.252)	(7.143)	(8.021)	(25.955)
CONSTANT	**9.0115**	**12.104**	**11.514** **	**10.646** **	**7.157**	**9.011**	**15.301**	**5.585**	**12.271**	**28.875**
	(6.608)	(9.533)	(5.768)	(4.973)	(5.052)	(6.528)	(9.906)	(9.390)	(9.647)	(23.182)
EMBI (-1)	**0.934*** **	**0.844*** **	**0.867*** **	**0.888*** **	**0.919*** **	**0.934*** **	**0.935*** **	**0.992*** **	**0.994*** **	**0.996*** **
	(0.022)	(0.031)	(0.019)	(0.018)	(0.017)	(0.022)	(0.033)	(0.031)	(0.030)	(0.075)
D_UP	**5.643**	**6.220**	**6.539** **	**5.957***	**6.776***	**5.643**	**8.170**	**11.299** **	**8.472**	**5.425**
	(4.623)	(6.035)	(2.990)	(3.271)	(3.913)	(4.682)	(6.258)	(5.231)	(5.811)	(14.441)
CONSTANT	**15.525** **	**15.320** **	**16.110*** **	**14.360*** **	**13.026** **	**14.954** **	**16.526***	**15.434***	**16.739***	**34.414***
	(5.963)	(6.895)	(5.332)	(4.484)	(5.612)	(5.802)	(9.837)	(8.784)	(9.994)	(18.214)
EMBI (-1)	**0.929*** **	**0.855*** **	**0.871*** **	**0.898*** **	**0.920*** **	**0.929*** **	**0.945*** **	**0.992*** **	**1.007*** **	**1.006*** **
	(0.019)	(0.023)	(0.020)	(0.016)	(0.020)	(0.018)	(0.035)	(0.029)	(0.032)	(0.064)
D_DOWN	**-10.589** **	**-11.751**	**-6.363**	**-9.645*** **	**-7.819** **	**-10.018** **	**-9.201**	**-9.848***	**-11.548***	**-12.927**
	(4.513)	(7.905)	(4.141)	(3.370)	(3.632)	(4.563)	(6.629)	(5.233)	(5.853)	(13.113)
CONSTANT	**19.679**	**103.784**	**25.769**	**78.825**	**8.167**	**19.679**	**-112.655**	**-215.440** **	**-371.787** **	**-662.492*** **
	(72.893)	(80.474)	(69.909)	(54.466)	(63.392)	(73.241)	(76.199)	(91.405)	(143.0285)	(101.279)
EMBI (-1)	**0.935*** **	**0.849*** **	**0.861*** **	**0.893*** **	**0.906*** **	**0.935*** **	**0.955*** **	**0.959*** **	**0.999*** **	**1.018**
	(0.020)	(0.022)	(0.022)	(0.0159)	(0.018)	(0.020)	(0.027)	(0.029)	(0.043)	(0.028)
FKI	**-0.488**	**-4.992**	**-0.611**	**-3.657**	**0.268**	**-0.488**	**7.019***	**13.051** **	**21.845*** **	**38.248*** **
	(4.036)	(4.602)	(4.021)	(3.003)	(3.460)	(4.032)	(4.182)	(5.158)	(8.066)	(5.671)
CONSTANT	**-1.76**	**-29.251**	**-40.000**	**-15.128**	**-15.091**	**-1.760**	**16.160**	**41.084**	**51.296**	**190.942*** **
	(20.379)	(34.691)	(31.592)	(19.680)	(20.537)	(20.399)	(27.816)	(35.837)	(46.899)	(43.567)
EMBI (-1)	**0.936*** **	**0.861*** **	**0.883*** **	**0.900*** **	**0.903*** **	**0.936*** **	**0.944*** **	**0.976*** **	**1.011*** **	**0.995*** **
	(0.018)	(0.031)	(0.022)	(0.015)	(0.018)	(0.018)	(0.029)	(0.033)	(0.042)	(0.031)
FI	**0.526**	**1.606**	**2.111***	**1.121**	**1.224**	**0.526**	**-0.031**	**-1.073**	**-1.572**	**-6.597*** **
	(0.833)	(1.216)	(1.172)	(0.793)	(0.868)	(0.834)	(1.110)	(1.290)	(1.734)	(1.687)
CONSTANT	**8.825**	**12.104***	**11.526** **	**10.339** **	**7.157**	**8.825**	**15.301**	**6.654**	**12.271**	**28.875**
	(6.604)	(6.789)	(5.724)	(4.837)	(5.151)	(6.611)	(9.867)	(8.672)	(10.191)	(21.580)
EMBI (-1)	**0.935*** **	**0.844*** **	**0.866*** **	**0.889*** **	**0.919*** **	**0.935*** **	**0.935*** **	**0.991*** **	**0.994*** **	**0.996*** **
	(0.022)	(0.020)	(0.019)	(0.018)	(0.017)	(0.022)	(0.034)	(0.029)	(0.032)	(0.072)
D_UP*FI	**0.246**	**0.268**	**0.278** **	**0.244***	**0.281***	**0.246**	**0.319**	**0.450** **	**0.384**	**0.233**
	(0.182)	(0.214)	(0.121)	(0.133)	(0.151)	(0.183)	(0.252)	(0.209)	(0.243)	(0.548)
CONSTANT	**16.218*** **	**16.124** **	**16.110*** **	**16.321*** **	**13.326** **	**16.218*** **	**16.435***	**16.473***	**20.195***	**34.382***
	(6.007)	(6.477)	(5.286)	(4.415)	(5.630)	(5.923)	(9.824)	(9.199)	(10.548)	(18.635)
EMBI (-1)	**0.925*** **	**0.852*** **	**0.871*** **	**0.890*** **	**0.918*** **	**0.925*** **	**0.946*** **	**0.988*** **	**0.996*** **	**1.006*** **
	(0.019)	(0.021)	(0.020)	(0.016)	(0.020)	(0.018)	(0.035)	(0.030)	(0.033)	(0.065)
D_DOWN*FI	**-0.416** **	**-0.507***	**-0.299***	**-0.388*** **	**-0.325** **	**-0.416** **	**-0.390**	**-0.394***	**-0.504** **	**-0.547**
	(0.181)	(0.289)	(0.164)	(0.136)	(0.141)	(0.1800)	(0.281)	(0.236)	(0.246)	(0.513)

Source: Authors' estimates. *Notes:* Marginal Significance Levels: *** denotes 0.01, ** denotes 0.05 and * denotes 0.1. Coefficients in bold and standard errors in. Regarding OLS estimates, due to the problems of autocorrelation and heteroskedasticity, the reported t-statistics in the OLS estimates are based on the estimator of Newey and West (1987). In the quantile regression, we follow Fitzenberger (1997) and we use moving blocks bootstrap (MBB) as an estimator for standard errors in quantile regression that is robust to heteroskedasticity and autocorrelation of unknown forms.

The contribution of this study is the evidence that the economic transparency, and also the clarity of the central communication, can reduce the sovereign risk spread. This result shows that the central bank can benefit of being transparent and reducing the

asymmetric information with the market. When the market' participants have more information about the central bank actions, and more accessible information on the central bank announcements, it provides a better understanding of the economic outlook and reduce the sovereign risk spread.

Furthermore, the monetary policy signaling is able to move the EMBI in the same direction of the basic interest rate. This evidence suggests that international markets also consider the domestic central bank announcements.

References

Amadou, N. R., 2001. Emerging market bond spreads and sovereign credit ratings: Reconciling market views with economic fundamentals. IMF working paper 165.

Andrade, J.P., Teles, V.K., 2005. An empirical model of the Brazilian country risk — a extension of the beta country risk model. Applied Economics 38 (11), 1271–1278.

Arora, V., Cerisola, M., 2001. How does US monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets? IMF Staff Paper, 48, pp. 474–498.

Baek, I., Bandopadhyaya, A., Du, C., 2005. Determinants of market-assessed sovereign risk:Economic fundamentals or market risk appetite?. Journal of International Money and Finance 24, 533-548.

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, 910-945.

Bulíř, A., Čihák, M., Jansen, D. (2013a) What drives clarity of central bank communication about inflation? Open Economies Review, 24, 125-145.

Cati, R.C., Garcia, M.G.P. and Perron, P. (1999), "Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data", Journal of Applied Econometrics,Vol. 14 No. 1, pp. 27-56.

Costa Filho, A. E. & Rocha, F. F. (2009). Comunicação e Política Monetária no Brasil. Revista Brasileira de Economia, 63, 4.

Costa Filho, A. E. & Rocha, F. F. (2010). Como o Mercado de Juros Reage à Comunicação do Banco Central? Economia Aplicada, 14 (3), 265-292

Cruijsen, C.A.B. van der, Eijffinger, S.C.W., Hoogduin, L.H. (2010) Optimal central bank transparency. Journal of International Money and Finance, 29, 1482-1507.

de Mendonça, H.F., Galveas, K.A.S. (2013) Transparency and inflation: What is the effect on the Brazilian economy? Economic Systems, 37, 69-80.

de Mendonça, H.F., Nunes, M.P.D., 2011. Public debt and risk premium: an analysis from an emerging economy. Journal of Economic Studies 38 (2), 203–217.

de Mendonça, H.F., Simão Filho, J. (2007) Economic transparency and effectiveness of monetary policy. Journal of Economic Studies, 34, 497–514.

Durbin, J. (1954) Errors in variables. Review of the International Statistical Institute, 22, 23–32.

Eichengreen, B., Mody, A., 2000. What explains changing spreads on emerging-market debt: fundamentals or market sentiment? In: Edwards, S. (Ed.), The Economics of International Capital Flows. Chicago University Press.

Eijffinger, S.C.W., Geraats, P. (2006) How transparent are central banks? European Journal of Political Economy, 22, 1–21.

Ferreira, A.L., 2010. The determinants of default risk in Brazil. Applied Economics Letters 17 (17), 1703–1708.

Fitzenberger, B., 1997. The moving blocks bootstrap and robust inference for linear least squares and quantile regressions. *Journal of Econometrics* 82, 235–287.

Flesch, R. (1948) A new readability yardstick. Journal of Applied Psychology, 32, 221-233.

Fracasso, A.; Genberg, H.; Wyplosz, C. (2003) "How do Central Banks write?" *Geneva special report on the world economy S2*, Geneva: International Center for Monetary and Banking Studies.

Franses, P.H. and Haldrup, N. (1994), "The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration", Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 12 No. 4, pp. 471-478.

Fry, M., Julius, D., Mahadeva, L., Roger, S., Sterne, G., 2000. Key issues in the choice of monetary policy framework. In: Mahadeva, L., Sterne, G. (Eds.), Monetary Policy Frameworks in a Global Context. Routledge, London, pp. 1–216.

Geraats, P.M. (2002) Central bank transparency. Economic Journal, 112, 532–565.

Hansen, L.P. (1982) Large sample properties of generalized method of moments estimators. Econometrica, 50, 1029–1054.

Hausman, J. (1978) Specification tests in econometrics. Econometrica, 46 (6), 1251–1271.

Hendry, D.F. (2001) Achievements and challenges in econometric methodology. Journal of Econometrics, 100, 7-10.

Jansen, D. (2011a) Does the clarity of central bank communication affect volatility in financial markets? Evidence from Humphrey-Hawkins testimonies. Contemporary Economic Policy, 29, 494-509.

Jansen, D. (2011b) Mumbling with great incoherence: What it really so difficult to understand Allan Greenspan? Economic Letters, 113, 70-72.

Jansen, D., Moessner, R. (2016) Communicating dissent on monetary policy: Evidence from central bank minutes. DNB Working Paper 512.

Johnston, J. (1984) Econometric Methods, 3rd ed., Singapore: McGraw-Hill Book Co.

Kamin, S.B., von Kleist, K., 1999. The evolution and determinants of emerging market credit spreads in the 1990s. BIS Working Paper, 68.

Kennedy, M., Palerm, A., 2014. Emerging market bond spreads: The role of global and domestic factors from 2002 to 2011. Journal of International Money and Finance 43, 70-87.

Kincaid. J.P., Fishburn, R.P., Rogers, R.L., Chissom, B.S. (1975) Derivation of New Readability Formulas (Automated Readability Index, Fog Count and Flesch Reading Ease Formula) for Navy Enlisted Personnel. Research Branch Report 8-75. Millington, Tennessee: U.S. Naval Air Station.

Koenker, R., Bassett, G.W., 1978. Regression quantiles. *Econometrica* 46 (1), 33–50.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", Journal of Econometrics, Vol. 54 Nos 1-3, pp. 159-178.

Montes G. C., Nicolay, R. 2017. Does clarity of central bank communication affect credibility? Evidences considering governor specific effects. Applied Economics, 49(32), 3163-3180.

Montes G. C., Oliveira L. V., Curi A., Nicolay R. 2016. Effects of transparency, monetary policy signaling and clarity of central bank communication on disagreement about inflation expectations. Applied Economics, 48(7), 590-607.

Montes, G. C., Tiberto, B. P. 2012. Macroeconomic environment, country risk and stock market performance. Economic Modelling, 29, 1666-1678.

Montes, G.C., Scarpari, A (2015) Does central bank communication affect bank risk-taking? Applied Economics Letters, 22, 751-758.

Newey W. K., West K. D. 1987. A simple, positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica 55 (3): 703-708.

Özmen, E., Yaşar, Ö. D., 2016. Emerging market sovereign bond spreads, credit ratings and global financial crisis. Economic Modelling 59, 93-101

Rosa, C., Verga, G. (2007) On the Consistency and Effectiveness of Central Bank Communication: Evidence from the ECB. European Journal of Political Economy, 23, 146-75.

Siklos, P. L. 2011. Central Bank Transparency: Another Look. Applied Economics Letters 18: 929–933.

Taborda, R. (2015) Procedural transparency in Latin American central banks under inflation targeting schemes. A text analysis of the minutes of the Boards of Directors. Ensayos sobre Política Económica 33 (76), 76-92.
Walsh, C. (2003) Accountability, transparency, and inflation targeting. Journal of Money, Credit and Banking, 35, 829–849.
Williamson, J., 1973. Surveys in applied economics: international liquidity. Economic Journal 83 (331), 685–746.
Windmeijer, F. (2005) A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. Journal of Econometrics, 126 (1), 25-51.
Wooldridge, J. M. (2001) Applications of generalized method of moments estimation. Journal of Economic Perspectives, 15 (4), 87–100.
Wu, D. M. (1973) Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances. Econometrica, 41 (4), 733–750.

Appendix

Table A.1. Glossary of key words and expressions from minutes of COPOM meetings to build the Dummy variables of monetary policy signalling

Dummy variable	Key words
D_up	– The monetary policy should remain especially vigilant. – Maintenance of the interest rate represents a non-negligible risk for meeting the target (projected inflation above target). – Risks to achieving the goal. – Potential inflationary impacts of supply shocks yet to materialize. – Monetary policy should remain vigilant in order to avoid the propagation of shocks and exchange rate depreciation. – Monetary policy firmly committed to meeting the inflation targets. – Inflation remains high / monetary policy should be firm. – The monetary authority will be ready to adopt an active posture if projected inflation diverges from the target. – Inflation trend incompatible with the target. – Copom will need to be less tolerant if shocks threaten to raise inflation above the target. – The Central Bank will not allow supply shocks to lead to an increase in the inflation rate. – The Committee understands that it is appropriate to continue the adjustment pace of the monetary conditions underway. – The monetary authority must remain vigilant so that short-term pressures do not contaminate longer time horizont – The monetary authority should be ready to adjust the pace and magnitude of the interest rate adjustment process to the circumstances
D_down	– copom decided to continue the process of monetary easing. – Expected inflation below target/expectations consistent with the inflation risks/targets are less significant. – Consolidation of favourable perspectives for inflation in the medium term / copom considers that there is still room for further cuts in the selic rate in the future. – Benign scenario for the evolution of inflation (with reduction of uncertainties / favourable external scenario). – Economic activity consistent with supply conditions, with low probability of inflation pressures. – The gradual easing of the monetary stance will not compromise the important achievements made in lowering inflation

Source: Authors' elaboration.

Table A.2 – KPSS stationarity test

	Forma	Bandwidth	Teste	1%	5%	10%
EMBI	I/T	43.7	0.157	0.216	0.146	0.119
FI	I/T	12.6	0.094	0.216	0.146	0.119
FKI	I/T	11.7	0.095	0.216	0.146	0.119
GAP	I/T	30.1	0.109	0.739	0.463	0.347
INF	I	34.2	0.160	0.739	0.463	0.347
IR	I/T	58.5	0.136	0.216	0.146	0.119
PSBR	I/T	83	0.384	0.216	0.146	0.119
TFL	I/T	30.60	0.155	0.22	0.15	0.12

Source: Author's elaboration. "I" denotes intercept and "T" denotes trend. We use the Andrews Bandwidth selection.