



ANAIS DO EVENTO

Juiz de Fora- MG
2021

Exemplares desta publicação podem ser adquiridos em:

IV Encontro de Economia Aplicada

<https://ime.events/eea>

Comissão Científica:

Área regional: Eduardo Gonçalves (UFJF), Rosa Livia Gonçalves Montengero (UFJF) e Suzana Quinet Bastos (UFJF).

Área macroeconomia aplicada: Sidney Martins Caetano (UFJF), Luciano Ferreira Gabriel (UFJF) e Marcelo Aarestrup Arbex (University of Windsor).

Economia social e do trabalho: Carlos Henrique Leite Corseuil (IPEA), Marcel De Toledo Vieira (UFJF) e Laura Schiavon (UFJF).

Organização e mercados: Rafael Morais De Souza (UFJF), Fernanda Finotti Cordeiro (UFJF) e Douglas Sad Silveira (University of Alberta).

1º volume (2021)

1º Fascículo - 1ª série

Nota: Os trabalhos que integram os Anais do IV Encontro de Economia, organizado pelo Programa de Pós-graduação da Universidade Federal de Juiz de Fora, foram submetidos à análise da comissão científica composta por diferentes professores doutores com expertise na área. O processo de seleção destes trabalhos seguiu critérios preestabelecidos por esta Comissão Científica. Contudo, todas as afirmativas, opiniões, conceitos, resultados e considerações finais aqui documentadas são de inteira responsabilidade de seus autores.

Todos os direitos reservados. A reprodução não-autorizada desta publicação, no todo ou em parte constitui violação dos direitos autorais (Lei nº. 9.610).



Caros participantes,

Este evento teve por objetivo oportunizar um espaço de reflexão e discussão sobre as especialidades da economia através da socialização dos trabalhos científicos com defesa pública das pesquisas. O evento visou formar profissionais cada vez mais capacitados a ingressar e intervir de forma consciente explorando os campos de atuação. Ainda, tivemos como foco de realização do evento, oportunizar a participação em evento on-line no momento de distanciamento social que enfrentamos em decorrência da pandemia por COVID-19.

O IV Encontro de Economia Aplicada contou com palestras temáticas ministradas por grandes nomes na economia nacional e internacional.

Sendo assim, é com enorme satisfação que publicamos os anais dos trabalhos científicos apresentados no IV Encontro de Economia Aplicada, organizado pelo Programa de Pós-graduação da Universidade Federal de Juiz de Fora.

Prof. Dr. Admir Antonio Betarelli Junior

Coordenador do Programa de Pós-graduação em Economia
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Presidente da Comissão Organizadora do evento
Universidade Federal de Juiz de Fora

Economia Social e do Trabalho - JEL: I2, I28, I24

**Efeito da redução dos gastos educacionais sobre a proficiência dos estudantes no Brasil:
Evidências para recessão de 2014 a 2016**

Antonia Amanda Araujo¹, Rafael Barros Barbosa²

¹ – Programa de Pós- Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, CE – Brasil. E-mail: antoniaamandaaraujo@gmail.com.

² – Programa de Pós- Graduação em Economia, Departamento de Economia Aplicada, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, CE – Brasil. E-mail: rafael.barbosa@ufc.br.

Efeito da redução dos gastos educacionais sobre a proficiência dos estudantes no Brasil: Evidências para recessão de 2014 a 2016

Antonia Amanda Araujo e Rafael Barros Barbosa

Abstract

This work investigates the effect of the reduction of spending on education on the educational results of students in the 5th and 9th grade of elementary school in public schools in Brazil. To access the causal effect, the period of economic recession in Brazil is explored, which comprises the triennium 2014 to 2016. Student proficiency, as well as other control variables, were obtained with the SAEB made available by INEP for the years of 2011 to 2017. For this purpose, the difference-in-differences (DiD) method is used, in which the period before and after the recession are analyzed, considering the intensity of the recessive period on municipal educational expenditure. It can be seen that students belonging to municipalities that reduced their educational expenses as a result of greater exposure to economic recession, reduced proficiency in Mathematics and Portuguese in the initial and final years. Furthermore, no evidence was found that this effect differs between girls compared to boys, nor between rural and urban municipalities or when comparing larger municipalities with smaller municipalities in terms of population in both stages. The results found in this work seem to be driven by a worsening in the quality of the school offer provided by teachers, such as difficulty in school management, dissatisfaction and discouragement of teachers with a teaching career, greater extra-class workload and curriculum content required as a student's need. This article shows that the recurring periods of recession faced by the Brazilian economy have a negative impact on human capital accumulation.

Keywords: Educacional performance; Spending in education; Economic recessions.

Resumo

Este trabalho investiga o efeito da redução dos gastos em educação sobre os resultados educacionais dos estudantes do 5º e 9º ano do Ensino Fundamental nas escolas públicas do Brasil. Para acessar o efeito causal, explora-se o período de recessão econômica no Brasil que compreende o triênio 2014 a 2016. A proficiência dos estudantes, assim como outras variáveis de controle, foram obtidas junto ao SAEB disponibilizados pelo INEP para os anos de 2011 até 2017. Para tanto, utiliza-se o método de diferenças em diferenças (DiD) em que o período anterior e posterior a recessão são analisados, considerando a intensidade do período recessivo sobre o gasto educacional municipal. Verifica-se que os alunos pertencentes a municípios que diminuíram seus gastos educacionais em decorrência da maior exposição a recessão econômica redução na proficiência em Matemática e em Português nos anos iniciais e anos finais. Ademais, não foram encontradas evidências de que tal efeito é diferenciado entre as meninas em comparação com os meninos, nem entre municípios rural e urbanos ou quando comparados os municípios maiores com municípios menores em termos populacionais em ambas as etapas. Os resultados encontrados neste trabalho parecem ser dirigidos por um piora da qualidade da oferta escolar proporcionada pelos professores, como dificuldade de gestão escolar, insatisfação e desestímulo dos professores com uma carreira docente, maior sobrecarga de trabalho extraclasse e conteúdo curricular exigido como necessidade do aluno. Este artigo mostra que os recorrentes períodos de recessão enfrentados pela economia brasileira possuem impacto negativo sobre a acumulação de capital humano.

Palavras-Chaves Performance educacional; Gastos em educação; Recessão Econômica.

1 Introdução

Crises econômicas ocorrem com maior frequência, intensidade e são mais persistentes em países emergentes em comparação aos países desenvolvidos. Tais choques econômicos agregados impactam negativamente no emprego, renda, no investimento e reduzem fortemente a atividade econômica¹. Uma vez que parte da receita utilizada para financiar a oferta de serviços públicos depende da atividade econômica desses países, estes choques, como consequência, também reduzem os gastos na oferta de serviços públicos, como saúde e educação. A baixa capacidade de tributação e a sensibilidade a estes choques agregados podem contribuir para explicar as diferenças entre os padrões de desenvolvimento econômico entre os países (BESLEY; PERSSON, 2013).

O impacto dos choques econômicos agregados sobre a oferta de bens públicos não é um fenômeno particular aos países em desenvolvimento. Por exemplo, a Grande Recessão ocorrida nos EUA entre 2007-2008 foi responsável por um forte declínio nos gastos nacionais por aluno (JACKSON; WIGGER; XIONG, 2021) afetando, consequentemente, a qualidade da educação pública americana. No entanto, a redução dos gastos públicos educacionais nos EUA ficou restrita aos gastos de capital, especialmente a execução de projetos de construção das escolas, tendo muito impacto no gasto operacional das escolas. Em países em desenvolvimento, devido a baixa capacidade fiscal, espera-se um efeito mais amplo, comprometendo os gastos correntes de manutenção das escolas.

No Brasil, o triênio 2014-2016 é marcado por uma crise político-econômica que ensejou uma das piores recessões da história do país. A recessão teve duração de 11 trimestres e a perda acumulada do PIB nesse período foi de aproximadamente 8,6% (CODACE, 2017). Adicionalmente, de acordo com a série temporal divulgada pelo Banco Central, a taxa de desemprego neste período aumentou em 4,8%². O impacto na atividade econômica afetou diretamente a principal fonte de recursos para o financiamento da educação pública no Brasil, os recursos do FUNDEB, representando uma redução em 2015 de 35% dos gastos na educação básica em relação ao período anterior (IPEA, 2021). Além disso, embora o governo tenha destinado 4,2% do PIB para a educação em 2016, o que representa 1% acima da média da OCDE, devido à queda do PIB per capita durante a recessão, o valor absoluto gasto por aluno passou a ser menos da metade da média dos países que compõem a OCDE³. Ou seja, a redução de recursos para a educação foi significativa e pode ter afetado a aprendizagem dos estudantes.

Este artigo investiga se a redução do gasto em educação causada pela recessão econômica de 2014-2016 impactou sobre a proficiência em Português e Matemática para estudantes de escolas públicas do 5º ano e 9º ano do ensino fundamental no Brasil. Para mensurar o grau de exposição de determinado município a recessão, foi adaptada ao gasto público educacional a abordagem utilizada por Shores e Steinberg (2017) que compara a variação nos gastos municipais em relação aos períodos sem crise, ponderado pela mesma variação ao nível nacional. A proficiência dos estudantes, assim como outras variáveis de controle, foram obtidas junto ao SAEB disponibilizados pelo INEP⁴ para os anos de 2011 até 2017. Para acessar o efeito causal utiliza-se o método de diferenças em diferenças (DiD) em que o período anterior e posterior a recessão são analisados, considerando variações na intensidade do período recessivo sobre o gasto educacional municipal.

Os resultados apontam que um desvio-padrão a mais de exposição a variações no gasto educaci-

¹ Ver Rossi e Mello (2017), Ramesh (2009), Beraja, Hurst e Ospina (2019), Hone et al. (2019), Hoynes, Miller e Schaller (2012), Mian e Sufi (2014), Yagan (2019).

² Ver com mais detalhes em BACEN (2021)

³ Para os alunos do ensino fundamental gastou-se cerca de US\$ 3,800 no Brasil enquanto que a média da OCDE foi de US\$8,600 (OCDE, 2019)

⁴ SAEB - Sistema de Avaliação da Educação Básica; INEP - Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira.

onal (maior redução no gasto por aluno) afetou negativamente a proficiência em Matemática e em Português tanto no 5º quanto no 9º ano. O impacto é semelhante tanto em matemática quanto em português no 5º ano, sendo de aproximadamente $0,04\sigma$. Para o 9º ano o efeito é menor: $0,01\sigma$ para Matemática e $0,02\sigma$ para Português. Tais resultados são robustos a diferentes especificações e testes de sensibilidade. A diferença no tamanho do impacto entre o 5º e o 9º ano sugere que a redução do gasto público em educação afeta mais fortemente alunos em etapas mais sensíveis de aprendizagem, podendo ter efeitos complementares ao longo do tempo (CUNHA; HECKMAN; SCHENNACH, 2010; JOHNSON; JACKSON, 2019). Não foram encontradas evidências de que tal efeito é diferenciado entre as meninas em comparação com os meninos e nem entre em municípios rurais e menores em termos populacionais. Exceção apenas para a presença de efeito heterogêneo por gênero para a performance nos anos finais (9º ano do Ensino Fundamental) a favor das meninas no assunto Português.

Por fim, foi investigado quais os potenciais canais em que a redução dos gastos educacionais afetam os resultados dos estudantes em testes padronizados. A análise dos mecanismos de transmissão do choque baseou-se no impacto da recessão sobre fatores da função de produção de habilidades que possivelmente foram afetados pela redução do gasto educacional municipal. Para tanto, foi utilizado a pesquisa do SAEB, realizada junto aos professores das escolas participantes, para obter informações sobre os potenciais mecanismos⁵. No caso do 9º ano, uma maior exposição ao choque no gasto educacional representou um aumento no desestímulo relatado pelos professores, uma maior dificuldade de gestão escolar, relacionado ao apoio da gestão escolar para promover a aprendizagem na escola, e considerações de que o currículo é inadequado para atender as necessidades dos estudantes. No caso do 5º ano, os professores relataram maior sobrecarga de trabalho. Tais evidências sugerem que a recessão de 2014-2016 afetou o processo de aprendizagem proporcionado pelos professores. Outros canais potenciais não são investigados por indisponibilidade de dados. Como esperado, a recessão em países em desenvolvimento reduz não somente a oferta de bens públicos, mas também a sua qualidade.

Este trabalho contribui para três áreas de estudo importantes em economia. Primeiro, para a ampla literatura que estuda os efeitos de choques agregados sobre os resultados educacionais como performance em testes padronizados e fluxo escolar (SHORES; STEINBERG, 2017; LAFORTUNE; ROTHSTEIN; SCHANZENBACH, 2018; CIA; PAMPLIN; WILLIAMS, 2008; VARGA, 2017; STUART, 2020; JACKSON; WIGGER; XIONG, 2021). Tal literatura é mais focada em países desenvolvidos, tendo limitadas evidências para países em desenvolvimento, especialmente aplicados ao contexto brasileiro (FERREIRA; SCHADY, 2009).

Segundo, este trabalho relaciona-se com a literatura que busca entender os efeitos de choques recessivos, como: Beraja, Hurst e Ospina (2019), Hone et al. (2019), Hoynes, Miller e Schaller (2012), Mian e Sufi (2014), Yagan (2019) entre outros. Por fim, este trabalho está associado a literatura que estuda o impacto do gasto público sobre os resultados educacionais. Duas recentes revisões desta literatura são: Jackson (2020) e Jackson e Mackevicius (2021).

A principal contribuição do presente artigo é mostrar que choques agregados negativos que também afetem o gasto educacional impactam adversamente sobre a performance dos estudantes em testes padronizados. Isso implica que os estudantes durante períodos recessivos podem até reduzir a evasão escolar devido a falta de oportunidade fora da escola, no entanto, a qualidade da educação também pode ser negativamente afetada. Em resumo, choques agregados recessivos tendem a melhorar o desempenho educacional por meio da manutenção do estudante dentro de sala de aula, como encontrado por Shah e Steinberg (2017), quando não afetam com maior magnitude a qualidade da educação via redução do gasto público.

⁵A base de dados nacional de gastos em educação não permite a desagregação em gasto operacional de manutenção das escolas e gasto de capital. Por isso, a análise foi direcionada apenas para aspectos relacionados a aprendizagem.

Este trabalho está organizado em 5 seções, dispostas da seguinte forma: a próxima seção discute a estrutura conceitual que motiva a análise empírica. A seção 3, apresenta base de dados e a estratégia empírica utilizada nos resultados principais. A próxima seção apresenta os resultados. A seção 5 discute os mecanismos que explicam os resultados e, por fim, a última seção apresenta as principais conclusões.

2 Estrutura conceitual

Esta seção discute os aspectos teóricos do choque de recessão sobre acumulação de habilidades cognitivas mediado pelo gasto em educação. Esta estrutura é baseada no modelo dinâmico de formação de habilidades cognitivas e não cognitivas desenvolvido por Heckman (2007) e Cunha, Heckman e Schennach (2010).

Neste modelo as habilidades cognitivas e não cognitivas correntes são determinadas pela interação entre fatores familiares, escolares e por habilidades previamente acumuladas. Esta estrutura teórica, portanto, baseia-se na noção de que "habilidades geram habilidades" (*skills beget skills*). Um choque econômico, como uma recessão, pode afetar diferentes fatores da função de produção de habilidades e dependendo das interações potenciais entre os componentes desta função, tais choques poderão produzir diferentes resultados nas habilidades cognitivas e não cognitivas dos estudantes.

Seja θ um vetor de habilidades cognitivas (C) ou não cognitivas (NC). Assim, $\theta_{k,t}$ refere-se a habilidade $k = \{C, NC\}$ no tempo t . A escola realiza investimentos, em forma de gasto, objetivando um maior acúmulo de capital humano dos estudantes. É assumido que as escolas realizam tais objetivos buscando maximizar a aprendizagem de seus estudantes, mensuradas em ganhos de habilidades θ_k . Embora não seja possível observar os ganhos de habilidade, estes podem ser inferidos a partir da evolução dos estudantes em testes padronizados.

O gasto educacional G_t é função das habilidades prévias do estudante (θ_t), de um estoque de dotação inicial da escola (θ_G) e de um choque exógeno sobre tais gastos ($\Gamma_{G,t}$)⁶. A dependência do gasto em educação as habilidades prévias dos estudantes é estabelecida ao se assumir que os municípios podem alocar recursos para escolas de acordo com as habilidades dos estudantes.

Seja f_k uma função de produção das habilidades k assim definida:

$$\theta_{k,t+1} = f_k(\theta_{k,t}, G_{k,t}, \Gamma_{G,t})$$

As decisões de investimento da escola são determinados pela equação (2):

$$G_{k,t} = q_{G,k}(\theta_t, \theta_G, \Gamma_{G,t})$$

Dessa forma, uma variação exógena causada pelo choque de recessão pode afetar $G_{k,t}$ por meio de $\Gamma_{G,t}$. Por consequência, tal choque afetaria acumulação do capital humano $k = (C, NC)$. Matematicamente, tem-se:

$$\frac{\partial \theta_{k,t+1}}{\partial \Gamma_{G,t}} = \frac{\partial \theta_{k,t+1}}{\partial \Gamma_{G,t}} + \frac{\partial \theta_{k,t+1}}{\partial G_{k,t}} \times \frac{\partial G_{k,t}}{\partial \Gamma_{G,t}}$$

A primeira parte de (3) captura o efeito direto do choque sobre a acumulação de capital humano em $t + 1$. Este efeito pode ser associado a variações nas expectativas dos estudantes quanto ao sucesso

⁶Por simplificação, será assumido que os choques sobre a atividade econômica e dos gastos em educação não são correlacionados. Econometricamente, isto consiste em afirmar que tais eventos são independentes. Na prática, no entanto, há uma forte correlação entre os choques na atividade econômica no gasto educacional. Será incluído como variável de controle no modelo econométrico a intensidade da variação na atividade econômica.

futuro. Diferentes estudos mostram que a entrada no mercado de trabalho durante períodos recessivos tem efeitos persistentes sobre os indivíduos (ARELLANO-BOVER, 2020). Por outro lado, o choque recessivo pode reduzir as oportunidades no mercado de trabalho dos jovens e com isso impactar positivamente sobre a acumulação de habilidades, como em (SHAH; STEINBERG, 2017). Portanto, não é claro qual o sinal esperado deste efeito sobre a acumulação de habilidades.

Por outro lado, o segundo termo da expressão em (3), refere-se ao efeito da recessão sobre os investimentos da escola. Recessões podem afetar os recursos disponíveis da escola, tendo, portanto, um efeito esperado negativo. Este impacto pode ocorrer pela maior dificuldade que professores possam ter para lecionar durante períodos recessivos, seja pela redução do quadro de trabalho, aumento da carga de trabalho, ou pela própria redução e atraso de salários, implicando em uma maior desmotivação dos professores. Por isso, espera-se um sinal negativo do segundo termo.

O efeito líquido sobre a aprendizagem é incerto. Caso o segundo termo seja maior que o primeiro termo, então espera-se que choques recessivos impactem negativamente sobre a acumulação de habilidades. Esse resultado pode ocorrer mesmo que o primeiro termo seja positivo, isto é, mesmo que haja um incentivo para que os estudantes permaneçam na escola pela redução das oportunidades no mercado de trabalho. O presente trabalho irá investigar se a maior exposição a recessão por meio do gasto público educacional tem efeitos negativos e quais se há evidências de que tais efeitos estejam associados a redução da qualidade da escola.

Ferreira e Schady (2009) apresentam um modelo teórico que busca entender por quais canais choques econômicos agregados afetam a decisão de estudar. A principal conclusão é que tais choques podem gerar menores oportunidades de trabalho para os estudantes, fazendo com que eles optem por permanecer na escola. No entanto, os próprios autores ressaltam em suas análises que mudanças na qualidade da escola podem também ser afetadas pelo choque recessivo. O presente trabalho investiga, portanto, quais as consequências para a performance em testes padronizados de choques recessivos que afetam diretamente o gasto educacional, um importante elemento da qualidade das escolas públicas no Brasil.

3 Base de dados e estratégia empírica

3.1 Base de dados

Os dados de proficiência do aluno em Português e Matemática utilizados neste trabalho são da avaliação do SAEB para o período 2011-2017. Dentre os alunos foram considerados apenas os pertencentes a rede pública e que participaram da avaliação. Os dados sobre os gastos em educação no ensino fundamental foram coletados do banco de dados Finanças do Brasil – FINBRA criado pela Secretaria do Tesouro Nacional – STN. Com o objetivo de mensurar a intensidade da recessão foram considerados apenas os municípios que tinham dados disponíveis em 2011, 2013, 2015 e 2017.

As variáveis e fonte de dados associadas estão descritas no Quadro 1 no apêndice. Ademais, também foi incluído no apêndice a Tabela 6 que apresenta as estatísticas descritivas para as variáveis de resultado e controle para os alunos dos anos iniciais e finais no SAEB entre 2011-2017.

Ao observar as proficiências em Português e Matemática, nota-se que o desempenho na proficiência em Matemática é superior a Português nos anos iniciais e finais, bem como que a média nos anos finais é superior a verificada para os anos iniciais, sendo esta diferença de aproximadamente 51 pontos em Português e de 42 pontos em Matemática na escala SAEB. Em relação ao índice de exposição a mudança nos gastos em educação devido a recessão, verifica-se que na média IGE foi maior nos anos finais, indicando que os alunos da educação mais básica foram menos expostos ao choque nos gastos.

No caso de variáveis dicotômicas a média indica a proporção de alunos com determinada característica. Assim, nos anos iniciais tem-se uma maior proporção de meninos dada por 55,35% ao contrário do que se observa nos anos finais, no qual a maioria é dada por meninas (51,2%). Quanto a raça, verifica-se uma menor proporção de pardos nos anos iniciais (35,9%) sendo esta a maioria nos anos finais (53%). Enquanto a proporção de alunos negros nos anos iniciais é de 20,7% e inferior a que se observa nos anos finais (11,4%).

Quanto a escolaridade da mãe, a proporção de alunos que possuem mãe que nunca estudaram é de 5% para os anos iniciais e de 4% para os anos finais, aproximadamente. Para o caso de mães que estudaram até o 5º ano, o que equivaleria ao ensino fundamental incompleto, esta proporção é 12,6% e 16% para os anos iniciais e finais, respectivamente. Por fim, a proporção de alunos tal que a mãe destes possuem ensino fundamental completo (9º ano) é de 10% nos anos iniciais e de 12,6% nos anos finais.

As variáveis demográficas são dadas por rural e municípios pequenos. Pode-se verificar que a proporção de alunos que estudam em escolas situadas na área rural é maior nos anos iniciais (20%) em relação aos anos finais (16,1%). Ademais, é verificado tanto nos anos iniciais quanto nos anos finais que a maior proporção dos alunos que fizeram a proficiência no período de análise deste estudo é de escolas pertencentes a municípios com população igual ou inferior a 100.000 habitantes, sendo esta proporção de 58,2% nos anos iniciais e de 57,2% nos anos finais.

Considerando a percepção dos professores sobre possível problemas que afetam o processo de aprendizagem dos alunos, verifica-se que a insatisfação e desestímulo com a carreira docente e a sobrecarga que dificulta o planejamento e preparo das aulas é maior no caso dos anos finais, sendo respectivamente, 33,62% e 34,75%. Quanto ao conteúdo curricular, nota-se que na média o conteúdo curricular inadequado é maior para os alunos dos anos iniciais (17,9%) do que para alunos dos anos finais (16,62%). Por outro lado, na média, o não cumprimento do conteúdo curricular é maior nos anos finais (29%). Por fim, a carência ou ineficiência pedagógica apresenta proporção de 22,2% e 23,6% para os anos iniciais e finais, respectivamente

3.2 Estratégia Empírica

O objetivo principal deste trabalho é identificar o efeito que a recessão de 2014 a 2016 teve sobre os gastos educacionais e se tal efeito impactou sobre o desempenho em Português e Matemática dos estudantes de ensino fundamental nas escolas brasileiras. Para tanto, será adotado o método de diferenças em diferenças (DiD).

Para mensurar a intensidade do efeito da recessão sobre o gasto em educação municipal foi definida uma variável que mensura o grau de exposição do gasto educacional ao período recessivo. Tal medida é baseada na abordagem de [Shores e Steinberg \(2017\)](#). Esta variável de choque indica a intensidade média da variação nos gastos educacionais municipais em relação aos anos pré-recessão (2010-2013). Esta medida ao nível do município é ponderada pela variação no gasto educacional para todo o Brasil.

Portanto, o grau de exposição do gasto educacional a recessão é definido da seguinte forma:

$$Exp_m = - \left\{ \left[\ln \left(\frac{E_{m,2013}}{E_{m,2010}} \right) - \ln \left(\frac{E_{m,2016}}{E_{m,2014}} \right) \right] - \left[\ln \left(\frac{E_{magregado,2013}}{E_{magregado,2010}} \right) - \ln \left(\frac{E_{magregado,2016}}{E_{magregado,2014}} \right) \right] \right\}$$

Em que Exp_m representa a medida de choque para o município m . A variável E_{mt} é o gasto municipal *per capita* em educação no ano t . Essa medida representa o quanto a variável E_{mt} se modifica durante a recessão (2014 até 2016) em relação ao seu comportamento médio antes da recessão (2010 até 2013).

Importante destacar que variações no gasto no ensino fundamental não necessariamente estarão correlacionados a choques na atividade econômica. Em municípios pequenos, o gasto no ensino fundamental é fortemente relacionado aos repasses do FUNDEB, sendo muito mais dependentes das variações agregadas nacionais do que sobre sua própria atividade econômica. Por outro lado, o choque sobre a atividade econômica está mais associado as estruturas produtivas presentes no município e sua relação de comércio com outros municípios.

A especificação principal buscará mensurar o impacto da exposição a uma maior redução do gasto educacional durante a recessão sobre os resultados dos estudantes em Português e Matemática no 5º e 9º ano do Ensino Fundamental. Seja y_{imtec} o desempenho do i , no município m , no ano t , na escola e , na etapa $c = 5, 9$. A especificação principal deste trabalho é:

$$y_{imtec} = \alpha + \beta Exp_m \times (1 \geq 2015) + \delta X_{imtec} + \gamma_t + \pi_e + u_{imtc} \quad (1)$$

Em que: $(1 \geq 2015)$ é uma variável indicadora que recebe valor 1 para os anos durante a recessão e zero para os demais períodos. Os termos γ_t e π_e representam efeitos fixos temporais e para a escola, respectivamente, e buscam absorver diferenças específicas existentes entre as escolas e também as diferenças resultantes de políticas em determinados anos. Em especificações mais rigorosas será adicionado a interação entre efeitos fixos estaduais e temporais ($\tau_{est} \times t$) buscando capturar variações idiossincráticas estaduais variantes no tempo. O vetor X_{imtec} é um conjunto de variáveis de controle ao nível do estudante, tais como gênero, cor ou raça, idade e escolaridade da mãe.

A variável de interesse é β e representa o impacto que uma maior exposição a mudanças nos gastos em educação sobre os resultados dos estudantes em cada etapa. Para facilitar a exposição dos resultados, a variável Exp_m foi padronizada para ter média zero e desvio-padrão um. A sua interação com o termo $(1 \geq 2015)$ passará a ser chamada de *IGE*. Portanto, os resultados irão apresentar qual o impacto de um desvio-padrão acima na exposição do gasto educacional municipal decorrente do período recessivo sobre o desempenho dos estudantes em português e matemática no 5º e 9º anos do ensino fundamental. Observe que quanto maior o valor de Exp_m , maior é o impacto da recessão sobre os gastos educacionais municipais. Por fim, os erros padrões foram estimados ao nível da escola.

A identificação causal do efeito da maior exposição a redução no gasto educacional devido a recessão é acessada ao se considerar que a recessão de 2014-2016 foi um evento exógeno ao planejamento de gasto educacional dos municípios. Embora os motivos que levaram a crise tenham evoluído no tempo de acordo com a piora na estabilidade política, o efeito direto da maior ou menor exposição do gasto educacional a recessão sobre é incerto para os municípios. Isso deve-se ao fato de que significativa parte dos recursos utilizados na educação pública são transferidos via FUNDEB que tem como principal fonte de arrecadação o ICMS. Este tributo depende da estrutura da economia estadual e não é plausível imaginar que os municípios consigam antecipar como o choque recessivo irão impactar sobre o ICMS estadual. Nos exercícios de robustez, é verificado se existem tendências particulares aos municípios que sugeririam a não validade desta hipótese.

3.3 Análise Descritiva

A [Tabela 7](#), disponível no apêndice deste trabalho, resume as diferenças entre os alunos considerando o quartil mais afetado pela mudança dos gastos educacional em razão do período recessivo (Quartil 4) e o quartil menos afetado (Quartil 1). As estatísticas descritivas foram comparadas considerando os resultados e características do aluno, escolaridade da mãe, variáveis demográficas e de percepção dos professores e tem por objetivo analisar a composição dos dois grupos.

Note que os resultados de proficiência dos alunos indicam que na média as proficiências dos

alunos são maiores em Matemática, com exceção apenas dos anos finais em que no quartil 1 a proficiência em Português é em média maior. Observe que a média de IGE no quartil 4 é positiva, indicando uma maior exposição a redução nos gastos em educação.

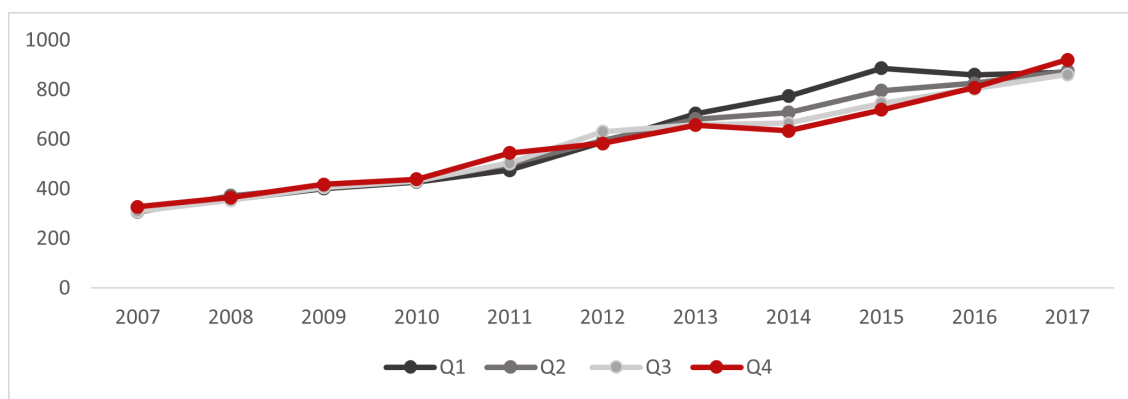
Nos anos iniciais e finais, os alunos do quartil 1 possuem uma maior proporção de meninas e maior proporção de mães com ensino fundamental completo. Ademais, ainda para ambos os anos, iniciais e finais, no quartil 4 observa-se maior proporção de mães que nunca estudaram, maior proporção de alunos que estudam em localidades rurais e que estudam em escolas pertencentes a municípios pequenos, isto é, com população menor ou igual a 100.000 habitantes.

Para entender se o indicador de Exp_m realmente captura diferenças na evolução dos gastos em educação *per capita* Figura 1 apresenta a série temporal dos gastos em educação por quartis. Os municípios foram classificados nos quartis considerando a maior ou menor exposição a recessão sobre os gastos em educação municipal, onde o quartil 1 indica municípios menos expostos às variações nos gastos educacionais e o quartil 4 refere-se a situação mais severa, isto é, os municípios mais expostos às variações dos gastos no período recessivo.

Considerando os quartis, observa-se uma maior diferença nos gastos a partir de 2013, que se intensifica em 2014 e continua até 2016. O período desta alteração dos gastos municipais entre os quartis compreende o período recessivo vivenciado no Brasil. Os gastos por quartis apontam que antes da recessão, há pouca diferença entre os gastos em educação municipal *per capita* entre os quartis, porém verifica-se uma diferença a partir 2014 e indica menor gasto médio *per capita* nos municípios mais expostos e maior gasto médio *per capita* nos municípios menos expostos. Portanto, a medida Exp_m realmente mensura diferenças de gasto municipal durante a recessão.

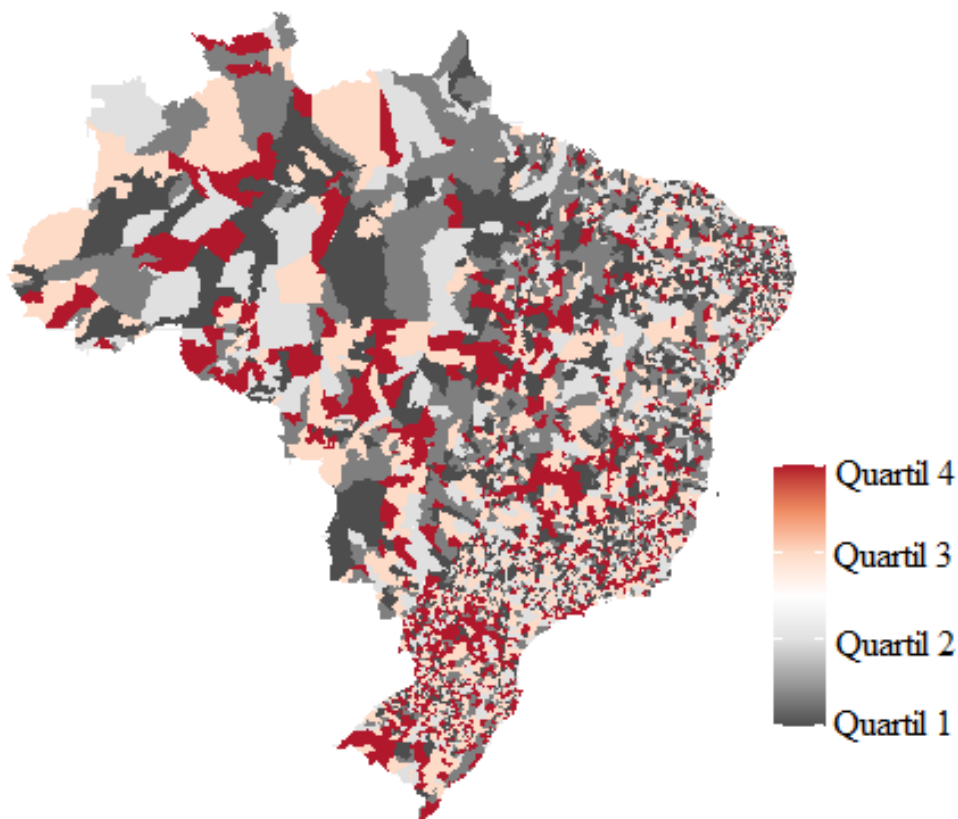
A Figura 2 apresenta a distribuição geográfica da maior ou menor exposição do período recessivo sobre os gastos municipais em educação *per capita*. Não se observa nenhum padrão geográfico específico relacionado a exposição municipal a recessão, sugerindo que a recessão foi exógena aos padrões de desenvolvimento das diferentes localidades.

Figura 1: Gasto em educação *per capita* médio por quartis



Nota: Análise por quartis dos gastos em educação *per capita*. Na série os municípios foram classificados em quartis. De modo que o Q1 indica o quartil menos afetado pela mudança nos gastos e o Q4 indica o quartil mais severamente afetado.

Figura 2: Exposição dos municípios brasileiros a modificação nos gastos em educação



Nota: Os municípios brasileiros estão classificados em escala de 1 a 4. Nesta escala, o número 1 indica os municípios menos expostos, enquanto os municípios mais expostos a modificação nos gastos em educação estão representados pelo número 4.

4 Resultados

Os resultados encontrados para a estimativa da [Equação 1](#) para as proficiências em Português e em Matemática para os anos iniciais e finais estão contidos nesta seção. Além dos resultados principais serão discutido os resultados heterogêneos que foram obtidos com o intuito de verificar se a mudança nos gastos em educação tem impacto diferente sobre as proficiências considerando o gênero, localidade e tamanho do município.

4.1 Efeito da redução dos gastos sobre a proficiência dos estudantes

A [Tabela 1](#) apresenta os resultados do impacto da maior redução de gastos em educação sobre as proficiências dos estudantes do 5º ano do ensino fundamental, anos iniciais, tanto para Matemática (colunas 1 a 3) quanto para Português (colunas 4 a 6). Cada coluna representa uma diferente especificação do modelo descrito na [Equação 1](#). Nas colunas 1 e 4 tem-se as estimações que incluem efeitos fixos para escola e ano, as colunas 2 e 5 são adicionados controles para características dos estudantes e, por fim,

as colunas 3 e 6 adiciona-se efeitos fixos estaduais variantes no tempo que buscam capturar políticas específicas realizadas pelos estados.

Os resultados apresentados na [Tabela 1](#) indicam que uma maior exposição a variação negativa nos gastos impacta negativamente na proficiência dos indivíduos. Este resultado é obtido em todas as estimações, sugerindo que o efeito não é dirigido por potenciais variáveis omitidas. Na especificação preferida (colunas 3 e 6) observa-se que o efeito médio de ser mais exposto a recessão em um desvio padrão reduz em -0.04σ e -0.04σ para Matemática e Português, respectivamente.

Por sua vez, o efeito sobre os estudantes do 9º ano do ensino fundamental, anos finais, é apresentado na [Tabela 2](#). Novamente, uma maior exposição a uma variação negativa no gasto educacional, induzida pela recessão, implica numa menor proficiência acumulada tanto em Português quanto em Matemática. A magnitude do efeito médio de exposição, na especificação preferida (colunas 3 e 6), é de 0.01σ em Matemática e 0.02σ em Português nos municípios um desvio-padrão mais expostos a recessão de 2014-2016. Nas demais estimações este efeito foi de 0.02σ e 0.04σ em Matemática e em Português, respectivamente.

Duas observações se destacam ao se comparar os resultados para o 5º e o 9º ano. Primeiro, o efeito sobre o 5º ano é quase o dobro do efeito sobre as proficiências no 9º ano. Isso indica que choques recessivos que induzem uma redução do gasto tem efeito mais significativo sobre a educação mais básica. Esse resultado sugere que tais choques reduzem fortemente a oportunidade dos estudantes uma vez que seu impacto é mais relevante em idades escolares menores. Dado a equação de formação de habilidades, apresentada na seção 2, os retornos da educação são maiores quanto menor é a idade escolar. Assim, ao afetar mais intensamente as idades escolares mais novas, tal choque pode gerar complementariedades com efeito negativo ao longo da vida do estudantes, gerando potencial impacto mais persistente.

Segundo, o efeito em Matemática para o 9º ano é bem menor em magnitude do que para Português para o mesmo ano. Isso pode significar que ao longo do tempo a proficiência da Matemática torna-se menos sensível a variações no gasto educação. Esse resultado pode estar associado a uma maior dificuldade de aprendizagem dos estudantes em Matemática. Assim, a acumulação da habilidades matemáticas do estudante não muda significativamente com variações nos insumos escolares, como o gasto proporciona.

Tomados em conjunto, os resultados apontam que a acumulação de capital humano, mensurado pela proficiência, é fortemente afetada por choques no gasto em educação induzidos pela recessão. Uma vez que países emergentes, como o Brasil, são mais sujeitos a choques econômicos recessivos, a redução do gasto educacional causada por tais choques contribui para explicar a diferença de desempenho em testes padronizados internacionais, como o PISA. Considerando uma análise de longo prazo, tais resultados ajudam a explicar as diferenças de capital humano acumulado entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

4.2 Robustez

Foram realizados diferentes testes de robustez para verificar até que ponto os resultados dependem da especificação reportada. Tais resultados não são apresentados nesta versão do artigo por questão de concisão, porém podem ser solicitados por e-mail aos autores⁷.

O primeiro exercício de robustez testou se a inclusão de novas variáveis de controle ao nível municipal afetavam os resultados. Foram incluídas como variáveis de controle pré-determinadas as seguintes variáveis: proporção de pessoas que recebem até um quarto de salário, razão entre a renda dos 10% mais ricos contra os 40% mais pobres, índice de Gini, Taxa de analfabetismo, distância do município

⁷Os autores também podem disponibilizar os códigos e a base de dados utilizada neste trabalho, desde que solicitados por e-mail.

Tabela 1: Resultados principais para os anos iniciais via gastos em educação

Variáveis	Matemática			Português		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IGE	-0.0690*** (0.0138)	-0.0729*** (0.0130)	-0.0392*** (0.0113)	-0.0792*** (0.0165)	-0.0756*** (0.0153)	-0.0420*** (0.0142)
Observações	2,414,977	2,259,002	2,259,002	2,414,977	2,259,002	2,259,002
R ² ajustado	0.7979	0.8128	0.8154	0.7674	0.7875	0.7897
Escola EF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano EF	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Estado por ano EF	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Controles para estudantes	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim

Nota: Erros padrões estimados ao se clusterizar ao nível da escola. Com relação a significância: *** p<0.01, ** p<0.05 e * p<0.1.

Tabela 2: Resultados principais para os anos finais via gastos em educação

Variáveis	Matemática			Português		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IGE	-0.0231*** (0.00257)	-0.0223*** (0.00241)	-0.00731*** (0.00282)	-0.0370*** (0.00547)	-0.0364*** (0.00534)	-0.0209*** (0.00591)
Observações	2,232,467	2,147,783	2,147,783	2,232,467	2,147,783	2,147,783
R ² ajustado	0,8203	0,8336	0,8346	0,8346	0,8202	0,821
Escola EF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano EF	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Não
Estado por ano EF	Não	Não	Sim	Não	Não	Sim
Controles para estudantes	Não	Sim	Sim	Não	Sim	Sim

Nota: Erros padrões estimados ao se clusterizar ao nível da escola. Com relação a significância: *** p<0.01, ** p<0.05 e * p<0.1.

até a capital do estado, proporção de pobres, IDH municipal e proporção de idosos. A inclusão destas variáveis tem o objetivo de tentar minimizar heterogeneidade ao nível local dos municípios brasileiros. Como esperado, a inclusão de tais variáveis reduziu a eficiência da estimativa, porém, não alterou o sinal e nem a magnitude do efeito da relação entre maior exposição a recessão sobre o gasto educacional e o seu impacto sobre a performance dos estudantes.

O segundo exercício consiste em verificar se a presença *outliers* dirige os principais resultados. Para tanto, foram retirados os municípios 5% mais e menos populosos da amostra e o mesmo modelo foi novamente re-estimado. Não foi encontrado evidência de que tais municípios afetem as conclusões principais deste trabalho.

O terceiro exercício de robustez consiste em verificar se há evidência de tendências prévias nas variáveis de resultado antes do início da recessão em 2014. O modelo de diferença em diferença baseia-se na hipótese principal da existência de tendências paralelas. Embora não testável empiricamente, tal hipótese pode ser inferida pela inspeção da presença de tendências prévias nas variáveis de resultado. Assim, foi estimado em separado o impacto da maior exposição a recessão de 2014 sobre o desempenho dos estudantes em 2013 e 2011. Os resultados mostraram que Exp_m não afeta o desempenho dos estudantes nestes anos, sugerindo, como esperado, que o impacto negativo apenas ocorre posteriormente ao início da recessão em 2014. Este resultado contribui para a validação da hipótese de tendência paralelas.

O último exercício foi a verificação sobre a dependência dos resultados a um presença de um ano específico na amostra. Assim, foram realizadas quatro estimações adicionais em que cada um dos anos contidos na amostra (2011, 2013, 2015 e 2017) foram um a um sendo retirados da amostra. Não houve significativas modificações nos resultados, sugerindo que as conclusões não dependem da inclusão de um ano específico na amostra.

4.3 Efeitos heterogêneos

Esta subseção tem por objetivo investigar o efeito da exposição a recessão via gastos educacionais diferentes características dos estudantes. A [Tabela 3](#) apresenta os resultados da análise dos resultados heterogêneos para Matemática e Português, anos iniciais. Para verificar se há heterogeneidade nos resultados devido ao gênero, localidade e tamanho da população municipal, a [Equação 1](#) foi re-estimada incluindo a interação entre estas variáveis e IGE considerando a estimação preferida.

Nas colunas 1 em ambas as proficiências foi incluído uma variável de interação entre menina e o IGE, Menina*IGE, com o intuito de observar se há heterogeneidade nos resultados entre os gêneros. Os resultados encontrados não indicam a presença de efeitos diferentes para a proficiência entre meninas e meninos. Adicionalmente, foram incluídas duas variáveis demográficas com a finalidade de investigar se há heterogeneidade nos resultados entre alunos que moram em áreas rurais e alunos que estudam em escolas localizadas em municípios cuja população é igual e/ou inferior a 100.000 habitantes, considerados municípios pequenos. A análise específica para este sub-grupo de municípios decorre das diferenças em termos de oportunidade no mercado do trabalho em relação aos municípios urbanos e maiores. Tais oportunidades podem afetar a resposta dos estudantes a redução dos gastos municipais em educação. Assim, foram incluídas as variáveis de interação entre Rural*IGE e Municípios pequenos*IGE. Nos anos iniciais, como pode ser observado na [Tabela 3](#) nenhuma destas variáveis foram significativas em ambas as proficiências, não sendo constatado heterogeneidade nos resultados dos estudantes pertencentes a área rural ou para aqueles que estudam em municípios pequenos.

Tabela 3: Resultados heterogêneos para os anos iniciais

Variáveis	Matemática			Português		
	Meninas (1)	Rural (2)	Municípios pequenos (3)	Meninas (1)	Rural (2)	Municípios pequenos (3)
IGE	-0.0385*** (0.0112)	-0.165 (0.105)	-0.0336*** (0.0109)	-0.0427*** (0.0141)	-0.135* (0.0786)	-0.0368*** (0.0136)
Menina*IGE	-0.000341 (0.00178)			0.00216 (0.00163)		
Rural*IGE		0.128 (0.106)			0.0943 (0.0780)	
Municípios pequenos*IGE			0.00006 (0.00696)			0.00200 (0.00703)
Observações	2,247,379	2,247,379	2,247,379	2,247,379	2,247,379	2,247,379
R ² ajustado	0.8154	0.8154	0.8154	0.7897	0.7897	0.7897
Escola Efeito Fixo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano Efeito Fixo	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Controles para estudantes	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado por ano Efeitos Fixos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Nota: Erros padrões estimados ao se clusterizar ao nível da escola. Com relação a significância: *** p<0.01, ** p<0.05 e * p<0.1.

Tabela 4: Resultados heterogêneos para os anos finais

Variáveis	Matemática			Português		
	Meninas (1)	Rural (2)	Municípios pequenos (3)	Meninas (1)	Rural (2)	Municípios pequenos (3)
IGE	-0.00735*** (0.00284)	-0.113 (0.0693)	-0.00302 (0.00390)	-0.0234*** (0.00588)	-0.0946** (0.0460)	-0.0150** (0.00648)
Menina*IGE	-0.000039 (0.00170)			0.00388* (0.00224)		
Rural*IGE		0.107 (0.0698)			0.0744 (0.0460)	
Municípios pequenos*IGE			-0.00124 (0.00706)			0.00358 (0.00618)
Observações	2,129,686	2,129,686	2,129,686	2,129,686	2,129,686	2,147,783
R ² ajustado	0,8346	0,8347	0,8346	0,8210	0,8210	0,8210
Escola Efeito Fixo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Ano Efeito Fixo	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Controles para estudantes	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Estado por ano Efeitos Fixos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Nota: Erros padrões estimados ao se clusterizar ao nível da escola. Com relação a significância: *** p<0.01, ** p<0.05 e * p<0.1.

Conforme foi exposto para os anos iniciais, os resultados do efeito heterogêneo de alunos nos anos finais, estão contidos na [Tabela 4](#). Os resultados não sugerem efeito heterogêneo para as variáveis demográficas. Dentre os exercícios realizados, foi verificado heterogeneidade dos resultados apenas para gênero na proficiência em Português nos anos finais. Indicando que há diferencial no desempenho de meninas em relação a média, indicando uma redução no efeito adverso da diminuição de gastos educacionais sobre a proficiência de meninas de $0,0038\sigma$.

Isto posto, os resultados aqui encontrados sugerem poucas evidências de que haja heterogeneidade nos resultados em razão das características específicas dos estudantes.

5 Mecanismos

De acordo com o modelo teórico apresentado na [Seção 2](#) o efeito negativo da redução do gasto educacional municipal sobre a performance dos estudantes pode ser decorrente de uma mudança na qualidade da escola que seja diretamente relacionado ao gasto. Aqui será investigado se aspectos relacionados a qualidade da escola se modificam de acordo com diminuição do gasto público. Para tanto, será utilizado um *survey* aplicado aos professores disponível nos microdados do SAEB.

Os choques nos gastos educacionais podem diferentes efeitos que podem ser percebido pelos professores como: desincentivo com a carreira docente, a sobrecarga de trabalho, descumprimento do conteúdo curricular e falta de apoio da gestão escolar para a aprendizagem. Isto posto, as variáveis consideradas para investigar tais efeitos foram: insatisfação e desestímulo, sobrecarga, conteúdo curricular inadequado, não cumprimento do conteúdo curricular e dificuldade de gestão escolar. As definições precisas de cada uma dessas variáveis encontra-se no apêndice ([Tabela ??](#)). Os resultados estão reportados na [Tabela 5](#).

No caso dos anos iniciais a insatisfação dos professores não mostrou efeito sobre o processo de aprendizagem dos alunos, entretanto nos anos finais este efeito foi significativo e indica que na percepção dos professores a redução nos gastos aumenta a insatisfação e desestímulo destes com a carreira docente e isto pode contribuir para uma piora da aprendizagem.

A variável sobrecarga indica o excesso de trabalho dos professores que dificulta o planejamento e o preparo das aulas. Na [Tabela 5](#), observa-se que IGE é positivo e significativamente correlacionado com sobrecarga ao nível de 1% de significância. A presença deste efeito nos anos iniciais pode ser indicativo da sobrecarga de trabalho extra classe potencialmente causado pela redução do quadro de professores contratados. Nos anos finais, a sobrecarga devido a mudança nos gastos parece não ter efeito significativo sobre a aprendizagem dos alunos, embora apresente estimativa pontual semelhante.

Quanto ao conteúdo curricular foram consideradas duas situações. Na primeira situação investigou-se a relação entre a mudança nos gastos e a presença de conteúdo curricular inadequado as necessidades dos alunos. Os resultados indicam que o efeitos da alteração nos gastos resultantes de choques recessivos sobre a inadequação do conteúdo é significativo apenas em anos mais avançados. Na segunda situação foi verificado o efeito dos gastos sobre o não cumprimento do conteúdo curricular ao longo da trajetória escolar do aluno a partir da percepção dos professores. Dos resultados encontrados verifica-se que a mudança nos gastos não tem efeito ao aumentar o descumprimento, mas de reduzi-lo. Nos anos iniciais e finais esta redução é de aproximadamente -0.02σ e indicam que o choque nos gastos não tem efeito negativo sobre o cumprimento do conteúdo.

A dificuldade de gestão escolar é definida pela percepção dos professores quanto a supervisão, coordenação e orientação pedagógica que podem configurar um possível problema no processo de aprendizagem. De acordo com os achados, a dificuldade de gestão escolar não apresenta efeito significativo na educação mais básica, anos iniciais. Todavia, a partir da percepção dos professores, o impacto da

mudança nos gastos em educação sobre o a gestão escolar indica ser este um fator relevante para alunos nos anos finais.

Os resultados aqui encontrados são indicativos de que o processo de aprendizagem dos estudantes pode ter sido afetado no período recessivo por meio destes canais. Observe que outros canais potenciais não foram considerados em razão da indisponibilidade destes dados. Ademais, pode-se constatar que a mudança dos gastos potencialmente afetou a qualidade do ensino público no Brasil.

Tabela 5: Percepção dos professores sobre possíveis problemas de aprendizagem do aluno

Variáveis	Anos iniciais	Anos finais
	IGE	
Insatisfação e desestímulo	-0.0411 (0.0475)	0.206*** (0.0103)
Sobrecarga	0.0272*** (0.00638)	0.0241 (0.0198)
Conteúdo curricular inadequado	-0.0697 (0.0810)	0.0990*** (0.0319)
Não cumprimento do conteúdo curricular	-0.0247** (0.00983)	-0.0269*** (0.00667)
Dificuldade de gestão escolar	0.00546 (0.0105)	10.89*** (0.833)

Nota: Erros padrões estimados ao se clusterizar ao nível da escola. Com relação a significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ e * $p < 0.1$.

6 Conclusões

Este trabalho investigou o impacto do choque recessivo entre 2014-2016 sobre os gastos educacionais e o consequente efeito desta variação sobre a performance dos estudantes em Português e Matemática nos anos iniciais e finais das escolas públicas do Brasil. O período de análise compreende 2011-2017 e contempla os estudantes nos anos iniciais (5º ano) e anos finais (9º ano) que foram avaliados pelo SAEB.

A medida de recessão utilizada neste estudo foi mensurada seguindo a abordagem de [Shores e Steinberg \(2017\)](#) e para acessar o impacto do choque recessivo nas proficiências em Português e Matemática adotou-se o método de diferenças em diferenças (DiD).

As estimativas permitem concluir que os resultados educacionais dos estudantes expostos a mudança nos gastos educacionais no período recessivo tiveram sua performance afetados negativamente tanto nos anos iniciais e quanto finais em ambas os assuntos: português e matemática. Ou seja, estudantes de municípios mais expostos a variação no gasto educacional foram mais prejudicados em períodos recessivos.

Com o intuito de verificar a presença de efeito heterogêneo nos resultados, a medida de recessão foi interagida com características dos estudantes. Constatou-se que há diferencial de desempenho na proficiência apenas para meninas nos anos finais, indicando que elas conseguem reduzir o impacto da variação do gasto educacional sobre a performance.

De acordo com o modelo teórico utilizado para racionalizar as hipóteses principais deste trabalho, a redução do gasto municipal potencialmente afeta a função de produção de habilidades nas variáveis que são dependentes do gasto público. Para verificar se este era realmente o mecanismo de transmissão do choque recessivo via gasto, foi encontrado que diferentes medidas da qualidade da escola, percebidas pelos professores e reportadas em um questionário próprio, foram afetadas pelo choque recessivo. Assim, a redução do gasto possivelmente reduz a performance dos estudantes por meio da diminuição da qualidade da educação ofertada.

Dada a complexidade do efeito das recessões sobre as economias locais, este trabalho demonstrou que tais recessões podem afetar negativamente a acumulação de capital humano por meio da redução dos gastos educacionais. Como recomendação de política, aqueles municípios mais sensíveis a choques econômicos agregados devem criar mecanismos de suavização do gasto educacional evitando com isso que as recorrentes crises econômicas vivenciadas pelo Brasil continuamente afetem a performance em educação.

Referências

ARELLANO-BOVER, J. The effect of labor market conditions at entry on workers' long-term skills. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, p. 1–45, 2020.

BACEN. Banco Central do Brasil. 2021. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estatisticas/grafico/graficoestatistica/taxadesocupacao>>.

BERAJA, M.; HURST, E.; OSPINA, J. The aggregate implications of regional business cycles. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 87, n. 6, p. 1789–1833, 2019.

BESLEY, T.; PERSSON, T. Taxation and development. In: *Handbook of public economics*. [S.l.]: Elsevier, 2013. v. 5, p. 51–110.

CIA, F.; PAMPLIN, R. C. d. O.; WILLIAMS, L. C. d. A. O impacto do envolvimento parental no desempenho acadêmico de crianças escolares. *Psicologia em Estudo*, SciELO Brasil, v. 13, n. 2, p. 351–360, 2008.

CODACE. Comitê de Datação de Ciclos Econômicos. 2017. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-03/comite-de-data_o-de-ciclos-econ_micos-comunicado-de-30_10_2017-_1_.pdf>.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J.; SCHENNACH, S. M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 78, n. 3, p. 883–931, 2010.

FERREIRA, F. H.; SCHADY, N. Aggregate economic shocks, child schooling, and child health. *The World Bank Research Observer*, Oxford University Press, v. 24, n. 2, p. 147–181, 2009.

HECKMAN, J. J. The economics, technology, and neuroscience of human capability formation. *Proceedings of the national Academy of Sciences*, National Acad Sciences, v. 104, n. 33, p. 13250–13255, 2007.

HONE, T. et al. Effect of economic recession and impact of health and social protection expenditures on adult mortality: a longitudinal analysis of 5565 brazilian municipalities. *The Lancet Global Health*, Elsevier, v. 7, n. 11, p. e1575–e1583, 2019.

HOYNES, H.; MILLER, D. L.; SCHALLER, J. Who suffers during recessions? *Journal of Economic perspectives*, v. 26, n. 3, p. 27–48, 2012.

IPEA. *Políticas sociais: acompanhamento e análise*. 2021. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=31656&Itemid=9>.

JACKSON, C. K. *Does school spending matter? The new literature on an old question*. [S.l.]: American Psychological Association, 2020.

JACKSON, C. K.; MACKEVICIUS, C. *The distribution of school spending impacts*. [S.l.], 2021.

JACKSON, C. K.; WIGGER, C.; XIONG, H. Do school spending cuts matter? evidence from the great recession. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 13, n. 2, p. 304–35, 2021.

JOHNSON, R. C.; JACKSON, C. K. Reducing inequality through dynamic complementarity: Evidence from head start and public school spending. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 11, n. 4, p. 310–49, 2019.

LAFORTUNE, J.; ROTHSTEIN, J.; SCHANZENBACH, D. W. School finance reform and the distribution of student achievement. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 10, n. 2, p. 1–26, 2018.

MIAN, A.; SUFI, A. What explains the 2007–2009 drop in employment? *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 82, n. 6, p. 2197–2223, 2014.

OCDE. *Education at a Glance. Country Note*. 2019. Disponível em: <<http://inep.gov.br/education-at-a-glance>>.

RAMESH, M. Economic crisis and its social impacts. *Global Social Policy*, SAGE Publications Sage UK: London, England, v. 9, n. 1_suppl, p. 79–99, 2009.

ROSSI, P.; MELLO, G. Choque recessivo e a maior crise da história: A economia brasileira em marcha à ré. *Nota do Cecon, IE/UNICAMP. Campinas*, 2017.

SHAH, M.; STEINBERG, B. M. Drought of opportunities: Contemporaneous and long-term impacts of rainfall shocks on human capital. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 125, n. 2, p. 527–561, 2017.

SHORES, K.; STEINBERG, M. The impact of the great recession on student achievement: Evidence from population data. *Available at SSRN 3026151*, 2017.

STUART, B. A. The long-run effects of recessions on education and income. 2020.

VARGA, M. The effects of teacher-student relationships on the academic engagement of students. 2017.

YAGAN, D. Employment hysteresis from the great recession. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press Chicago, IL, v. 127, n. 5, p. 2505–2558, 2019.

7 Apêndice

Tabela 6: Estatísticas descritivas

Variáveis	Anos iniciais		Anos finais	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
<i>PROFICIENCIA_LP_SAEB</i>	156,0000	84,4000	207,0000	62,6000
<i>PROFICIENCIA_MT_SAEB</i>	166,0000	83,1000	208,0000	92,1000
<i>IGE</i>	-8,67e-11	1	1,85e-10	1
<i>I-PIB</i>	0,0025	0,2777	0,0024	0,26310
<i>MENINA</i>	0,4465	0,4971	0,5122	0,49985
<i>IDADE</i>	11,1294	12,4068	15,0549	1,20350
<i>PARDO</i>	0,3599	0,4800	0,5305	0,49907
<i>PRETO</i>	0,2077	0,4057	0,1140	0,31781
<i>ESMAE_NUNCA</i>	0,0453	0,2079	0,0395	0,19466
<i>ESMAE_5</i>	0,1257	0,3315	0,1592	0,36587
<i>ESMAE_9</i>	0,0959	0,2945	0,1262	0,33207
<i>RURAL</i>	0,2020	0,4015	0,1613	0,36779
<i>MUNICÍPIOS PEQUENOS</i>	0,5822	0,4932	0,5716	0,49485
<i>INSATISF_E_DESEST</i>	0,2594	0,4383	0,3362	0,4724
<i>SOBRECARGA</i>	0,2962	0,4565	0,3475	0,4761
<i>CONT_CURRIC_INADEQ</i>	0,1791	0,3834	0,1662	0,3723
<i>NÃO_CUMPRIM_CONT</i>	0,246	0,4307	0,2901	0,4537
<i>CARENCIA_PEDAG</i>	0,2224	0,4159	0,2363	0,4248

Tabela 7: Estatísticas descritivas por quartil

Variável	Quartil 1			Quartil 4			DIFF	t
	OBSERVAÇÕES	MEDIA	DP	OBSERVAÇÕES	MEDIA	DP		
PAINEL A: Anos iniciais								
PROF_LP_SAEB	606,715	154,000	8.32e+16	559,826	165,000	7.31e+16	0.000	75,990
PROF_MT_SAEB	606,715	163,000	8.64e+16	559,826	178,000	7.53e+16	0.000	86,798
IGE	760,347	-1,060716	1,075685	732,199	1,04475	0,726867	0.000	-1.700
MENINA	732,012	0.3703341	0.4828945	682,589	0.3661427	0.4817495	0.000	-5.164
IDADE	563,290	11,12083	1,236816	527,625	11,15690	1,246144	0.000	21.457
ESCMAE_NUNCA	732,012	0.0360008	0.1862922	682,589	0.0378778	0.1909009	0.000	5.912
ESCMAE_5COMPLETO	732,012	0.1021062	0.3027882	682,589	0.1060199	0.3078633	0.000	7.615
ESCMAE_9COMPLETO	732,012	0.0800151	0.2713167	682,589	0.0779884	0.2681535	0.000	-4.466
RURAL	760,392	0.1698571	0.3755075	732,242	0.1777145	0.3822725	0.000	12.328
MUNICÍPIOS PEQUENOS	760,392	0.6373765	0.4807577	732,242	0.6572527	0.4746282	0.000	25.413
INSAT_DESEST_PROF	578,289	0.2462246	0.4308113	563,929	0.2692218	0.4435558	0.000	28.099
SOBRECARGA_PROF	580,518	0.2861358	0.4519541	563,638	0.2959222	0.4564566	0.000	11.521
NÃO_CUMP_CONT	579,780	0.2267015	0.4186983	563,729	0.2573293	0.4371628	0.000	38.243
CARENCIA_PEDAG	488,063	0.2148841	0.4107424	508,905	0.2272349	0.419046	0.000	-14.860
CONT_CURRIC_INADEQ	578,696	0.1702016	0.3758102	564,165	0.175142	0.3800889	0.000	-6.985
PAINEL B: Anos finais								
PROF_LP_SAEB	633,465	220,000	9.94e+16	540,026	218,000	8.21e+16	0.000	95,484
PROF_MT_SAEB	633,465	201,000	9.86e+16	540,026	220,000	8.21e+16	0.000	113,895
IGE	855,694	-0,99460	1,000817	745,877	1,032810	0,7257767	0.000	1.500
MENINA	819,82	0,3949647	0,4888434	704,341	0,3931391	0,4884476	0.021	2.300
IDADE	603,129	15,0672	1,196124	524,589	15,09401	1,197345	0.000	-41.607
ESCMAE_NUNCA	819,82	0,027267	0,1628604	704,341	0,0283371	0,1659342	0.000	-4.003
ESCMAE_5COMPLETO	819,82	0,1149106	0,31898009	704,341	0,1230469	0,3284913	0.000	-15.449
ESCMAE_9COMPLETO	819,82	0,0968847	0,2958009	704,341	0,0952536	0,2935651	0.001	3.407
RURAL	819,82	0,1279879	0,3340765	704,341	0,1341055	0,3407659	0.000	-11.151
MUNICÍPIOS PEQUENOS	819,82	0,5571686	0,4967213	704,341	0,60101	0,489691	0.000	-54.740
INSAT_DESEST_PROF	662,461	0,3410993	0,474079	576,066	0,3564522	0,4789514	0.000	-17.878
SOBRECARGA_PROF	665,587	0,3629398	0,480848	576,066	0,361592	0,4804619	0.119	1.558
NÃO_CUMP_CONT	664,702	0,2769888	0,4475112	576,066	0,3169852	0,465302	0.000	48.605
DIFICULDADE_GESTAO	549,364	0,2392343	0,4266164	525,21	0,2446583	0,4298848	0.000	65.624
CONT_CURRIC_INADEQ	663,617	0,1666699	0,3726812	577,557	0,1738945	0,3790191	0.000	10.675

Quadro 1: Descrição das variáveis da amostra

Variáveis	Descrição	FONTE
Dependentes		
PROFICIENCIA_LP_SAEB	Proficiência do aluno em Português	SAEB
PROFICIENCIA_MT_SAEB	Proficiência do aluno em Matemática	SAEB
Características do aluno		
MENINA	Menina=1; Menino=0	SAEB
IDADE	Idade do aluno	SAEB
PRETO	Preto=1; 0 caso contrário (c.c.)	SAEB
PARDO	Pardo=1; 0 caso contrário (c.c.)	SAEB
Escolaridade da mãe		
ESMAE_NUNCA	Se mãe nunca estudou=1; 0 c.c.	SAEB
ESMAE_5	Se mãe estudou até o 5º ano=1; 0 c.c.	SAEB
ESMAE_9	Se mãe estudou até o 9º ano=1; 0 c.c.	SAEB
Características demográficas		
RURAL	Se a escola é situada em área rural=1; 0 c.c.	SAEB
MUNICÍPIOS PEQUENOS	População menor ou igual a 100.000 habitantes=1; 0 c.c.	IBGE
Percepção dos professores		
INSATISF_E_DESEST	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido a insatisfação e desestímulo do professor com a carreira docente=1; 0 c.c.	SAEB
SOBRECARGA	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido a sobrecarga de trabalho dos professores, dificultando o planejamento e o preparo das aulas=1; 0 c.c.	SAEB
CONT_CURRIC_INADEQ	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido a conteúdos curriculares inadequados às necessidades dos alunos =1; 0 c.c.	SAEB
NÃO_CUMPRIM_CONT	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido ao não cumprimento dos conteúdos curriculares ao longo da trajetória escolar do aluno =1; 0 c.c.	SAEB
DIFICULDADE DE GESTÃO	Se problemas de aprendizagem dos alunos ocorrem devido a carência ou ineficiência da supervisão, coordenação e orientação pedagógica=1; 0 c.c.	SAEB
Índice de recessão		
I-GEDUC	Intensidade da recessão medida via gasto educacional	FINBRA

Indicação da Área escolhida: Economia Regional

Classificação JEL do trabalho: H71, H72, Q33, Q38

**EFEITO DAS RECEITAS DE ROYALTIES SOBRE AS FINANÇAS PÚBLICAS
MUNICIPAIS: EVIDÊNCIAS DA EXTRAÇÃO DE PETRÓLEO NO BRASIL**

**Joana Duarte Ouro Alves¹, Laura de Carvalho Schiavon², Weslem Rodrigues Faria³,
Romilson Santos do Nascimento⁴, Eduardo Simões de Almeida⁵**

¹ Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora.

² Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora.

³ Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora.

⁴ Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora.

⁵ Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora.

Efeito das receitas de royalties sobre as finanças públicas municipais: evidências da extração de petróleo no Brasil

Resumo

A teoria econômica prevê que receitas inesperadas de recursos naturais podem afetar o orçamento público em dois sentidos: parte é destinada para aumento de gastos correntes e o restante é convertido em poupança pública, reserva para despesas futuras. As evidências empíricas, contudo, nem sempre apontam para estes resultados. Este artigo procura explorar os efeitos dos choques de receitas inesperadas, provenientes dos royalties da produção de petróleo e gás natural, sobre variáveis orçamentárias de municípios brasileiros. Selecionamos uma parcela da receita de royalties offshore genuinamente exógena como métrica para o choque de recursos, e delimitamos a amostra de municípios à costa brasileira, reduzindo a heterogeneidade entre os governos locais estudados. Com base em um painel de dados para o período de 2008 a 2017 estimamos o impacto das receitas petrolíferas sobre as variáveis fiscais. Os resultados indicaram que receitas de recursos melhoram o resultado orçamentário dos municípios brasileiros no período em que a receita é auferida. Receitas e despesas públicas são elevadas mais que proporcionalmente à receita de royalties. A maior parte do aumento de despesas é destinado para gastos correntes do município, com destaque para a contratação de serviços de terceiros. Também verificamos resposta positiva das contratações de pessoal por tempo determinado. Indicadores de emprego público municipal – número de servidores e massa salarial – parecem não responder ao choque de receitas, o que pode estar relacionado às restrições legais brasileiras para alocação de royalties na contratação de mão de obra permanente. As despesas de investimento, em especial obras e instalações, também responderam positivamente à receita de recursos. Por serem despesas estruturais relevantes, requerem financiamento por outras fontes de recursos, o que eleva o déficit de capital do município. Por fim, não foi apurada resposta significativa da receita tributária ao choque de recursos nos municípios brasileiros estudados.

Palavras-chave: choque de recursos; receitas inesperadas do petróleo; finanças públicas locais; política fiscal.

Abstract

Economic theory predicts that windfall revenues from natural resources can affect the public budget in two ways: part is destined to increase current expenditures and the rest is converted into public savings, a reserve for future expenditures. Empirical evidence, however, does not always point to these findings. This paper explores the effects of oil windfalls on Brazilian municipalities' budgets. We have selected a exogenous part of offshore royalty as a metric for resource shock. We also delimited the sample of municipalities to the Brazilian coast, to reduce the heterogeneity among the local governments. Based on a data panel for the period 2008 to 2017, we estimate the impact of oil revenues on fiscal variables. The results suggest that resource revenues increase municipal public savings in the period of the shock. Public revenues and expenditures increase more than royalties received. Most of the increase in municipal expenditures is aimed at current expenses, mainly contracting of service providers. We also verified a relationship between oil revenues and an increase in temporary employees. Municipal public employment indicators – number of public employees and salaries expenditures – seem not to respond to the revenue shock. The result may be related to Brazilian legal restrictions on the allocation of royalty revenue to permanent labor. Investment expenditures, in particular buildings and facilities, also responded positively to resource revenue. These are relevant structural expenses that require financing from other sources of resources, which increases the municipality's capital deficit. Finally, no significant response from tax revenue to the resource shock in Brazilian municipalities was found.

Keywords: resource shock; oil windfall; local public finance; fiscal policy.

1. Introdução

As descobertas de recursos naturais podem representar um relevante choque de receitas para os governos nacionais, afetando suas instituições políticas e econômicas. No âmbito do orçamento público, a teoria econômica prevê que receitas inesperadas de recursos são suavizadas pelos tomadores de decisão [Barro (1979)]. Uma parte das receitas é destinada para aumento dos gastos correntes do governo e o restante reservado para despesas futuras, por meio do aumento da poupança pública [James (2015)].

Efeitos de choques de recursos têm sido estudados ao redor do mundo. As evidências empíricas indicam que receitas inesperadas possuem efeito expansivo sobre os gastos públicos. O aumento de gastos muitas vezes excede a variação de receita auferida. Se um choque de receitas aumenta as despesas públicas em proporção maior que o aumento da renda em determinada economia, estamos diante de um efeito flypaper [Hines e Thaler (1995)]. Tal efeito pode ser combinado com uma menor eficiência na arrecadação tributária, indicando que choques de recursos também podem tornar governos ineficientes em suas próprias arrecadações [Hamilton (1983)].

Há evidências de que a origem da receita pública pode afetar o comportamento dos tomadores de decisão na efetivação dos gastos públicos. Enquanto espera-se que receitas fiscais aumentem a responsabilidade política, receitas de transferências ou recursos naturais estariam sujeitas a menor vigilância pública. Portanto, governantes estariam mais propensos a gastar receitas de recursos que outros tipos de receitas [Brambor (2016)]. Este comportamento pode ser ainda mais marcante em governos locais com maior propensão ao gasto público. Despesas administrativas elevadas sugerem eleitor desatento, indicativo de que sorte inesperada de recursos pode ser revertida em gastos públicos com mais facilidade, dada a alta elasticidade do consumo público [Strumpf (1998)].

Uma série de trabalhos investiga a relação entre choques de receitas e comportamento fiscal de governos locais no Brasil, incluindo o efeito flypaper. Os trabalhos podem ser divididos em dois grandes grupos: aqueles que avaliam choques de receitas de transferências intergovernamentais lump-sum e os que analisam o impacto de receitas de recursos naturais.

Para o primeiro grupo, os resultados apontam uma relação significativa entre transferências intergovernamentais lump-sum e o aumento do gasto público local no país [Cossio e Carvalho (2001), Mendes (2005), Linhares et al (2012), Sakurai (2013), Araújo e Siqueira (2016), Nojosa e Linhares (2018)]. Maiores transferências também foram associadas a menor eficiência na cobrança de tributos locais [Mattos et al (2011)]. Os resultados reforçaram a presença de mecanismos geradores de ilusão fiscal no país, indicando que transferências lump-sum estão menos sujeitas à vigilância pública que receitas tributárias. Portanto, o recebimento de receitas do tipo transferências lump-sum tem efeito no processo de decisão do gasto público nas esferas municipal e estadual.¹

Um segundo grupo de trabalhos avalia o impacto de receitas de recursos naturais sobre variáveis fiscais e políticas de governos locais. Os resultados apontam que as receitas de recursos geram aumentos das receitas [Caselli e Michaels (2013) e Monteiro e Ferraz (2012)] e despesas locais [Monteiro e Ferraz (2012), Caselli e Michaels (2013), Brambor (2016), Bhavnani e Lupu (2016)], mas não exercem efeitos positivos significativos (efeitos positivos pequenos ou efeitos negativos) em indicadores de qualidade de vida da população [Postali e Nishijima (2011), Monteiro e Ferraz (2012), Caselli e Michaels (2013), Oliveira e Alonso (2017)].

As receitas de royalties estão associadas a maiores despesas administrativas [Bhavnani e Lupu (2016)], e essa relação foi substancialmente maior quando comparada à tributação própria [Brambor (2016)]. As receitas parecem ser alocadas no crescimento do setor público, com aumento do número de funcionários e salários [Monteiro e Ferraz (2012), Carnicelli e Postali (2014), Bhavnani e Lupu (2016)]. Tal direcionamento parece ser maior em localidades com menor qualidade institucional [Bhavnani e Lupu (2016)]. Despesas de capital e investimento também apresentaram relação positiva com as receitas de recursos [Monteiro e Ferraz (2012), Reis e Santana (2015)]. Aumentos na renda familiar foram modestos

¹ Costa e Castelar (2015) não verificaram condições que comprovem que o efeito flypaper no Brasil.

ou indetectáveis [Caselli e Michaels (2013)] e o esforço tributário dos governos locais parece ter sido reduzido [Postali (2015)]²

Na esfera internacional os resultados são próximos aos obtidos para o Brasil. Transferências intergovernamentais lump-sum e receitas de recursos parecem estimular o aumento das despesas públicas [Dahlberg et al (2008), James (2015), Bracco et al (2015), Feiveson (2015), Berset e Schelker (2020)], em especial gastos de pessoal, administrativos e operacionais [Berset e Schelker (2020)]. O aumento das despesas de pessoal parece ser convertido em maiores salários para o setor público [Feiveson (2015)]. Maiores receitas estão associadas a uma menor eficiência na prestação e oferta de bens e serviços públicos [Borge et al (2015), Feiveson (2015)]. Há indícios, ainda, de que quanto maior for a volatilidade destas transferências, maior o efeito flypaper [Vegh e Vuletin (2015)].

O recebimento de recursos e a maior dependência destes parecem reduzir as receitas tributárias dos governos locais [James (2015), Bracco et al (2015), Mawejje (2019), Oyarzo e Paredes (2019), Berset e Schelker (2020)], e elevar o endividamento público [Raveh e Tsur (2020), Berset e Schelker (2020)]. A resposta da poupança pública foi positiva no período do choque de recursos [James (2015)], mas os saldos orçamentários parecem deteriorar-se de forma persistente nos períodos seguintes [Berset e Schelker (2020)]. Com aumentos de despesas superiores às receitas auferidas, e escolhas de gastos com caráter permanente, os choques de receitas podem desencadear desequilíbrios persistentes nas finanças locais [Berset e Schelker (2020)].

Apesar do grande número de estudos sobre o tema, estimar os efeitos de choques de recursos sobre economias nacionais não é uma tarefa simples. O primeiro desafio é utilizar uma medida de abundância de recursos naturalmente exógena. Padrões de endogeneidade nas fontes de receita dificultam inferências estatísticas sobre a relação entre recursos e as variáveis de interesse, e impedem interpretações de causa e efeito. O segundo desafio é superar as diferenças institucionais, culturais e políticas entre as regiões estudadas. A heterogeneidade característica entre países dificulta análises e interpretações em perspectiva transnacional [Van Der Ploeg e Poelhekke (2017)]. A estratégia de identificação de economias locais (dentro de um mesmo país e com características mais uniformes) permite focar em um canal específico de causalidade e obter inferências mais precisas [Caselli e Michaels (2013)].

Este artigo procura explorar os efeitos dos choques de receitas inesperadas, provenientes dos royalties da produção de petróleo e gás natural sobre variáveis orçamentárias de municípios brasileiros. Para vencer o primeiro desafio, concentramos a análise no impacto das receitas de royalties originadas da produção de petróleo offshore.³ Utilizamos uma variável instrumental vinculada ao valor da produção de petróleo e gás em ambiente offshore, oscilando conforme variação dos preços internacionais do petróleo, com critério de distribuição estritamente geográfico.

A literatura sustenta que a parcela de royalties offshore destinada a municípios confrontantes é a que oferece maior exogeneidade quanto ao seu critério de alocação. Tal receita não é influenciada por decisões políticas e administrativas locais, e está desvinculada de atividades petrolíferas efetivas, sem sofrer ou exercer impactos econômicos indiretos sobre variáveis fiscais dos municípios recebedores. Destaca-se, ainda, a relevância desta parcela sobre os repasses totais de royalties aos municípios, representando fonte significativa de receita para o orçamento municipal.

Quanto ao segundo desafio, delimitamos a amostra de municípios brasileiros àqueles localizados na costa brasileira, os quais concentram a produção de petróleo offshore. Dentro deste grupo, foram selecionados os municípios costeiros que não receberam royalties provenientes de atividades petrolíferas onshore. A primeira restrição permite que a análise se concentre em municípios com características mais uniformes, reduzindo a heterogeneidade entre os governos locais; a segunda busca expurgar possíveis impactos da atividade petrolífera realizada nos limites geográficos do município sobre seus indicadores fiscais.

A questão empírica a ser esclarecida é: como choques inesperados de receitas são alocados no orçamento público municipal? Qual o impacto das receitas petrolíferas sobre receitas e despesas municipais? A estratégia empírica busca identificar o impacto dos choques de recursos naturais nas finanças

² Monteiro e Ferraz (2012) identificaram relação positiva entre receitas petrolíferas e receitas tributárias.

³ Os termos onshore e offshore referem-se à produção de petróleo e gás natural originada em ambiente terrestre e marítimo, respectivamente.

municipais, bem como testar os mecanismos pelos quais os recursos exercem seus efeitos. Procuramos investigar o impacto das receitas não apenas nos resultados fiscais correntes, mas também em despesas estruturais e sugestivas de rigidez orçamentária, que poderiam comprometer o orçamento futuro dos municípios.

Para tanto, consolidamos um painel de dados de finanças e royalties distribuídos a municípios da costa brasileira para o período de 2008 a 2017. Em seguida, estimamos o impacto do choque de receitas sobre as variáveis fiscais. Os resultados indicaram que receitas de recursos melhoram o resultado orçamentário dos municípios brasileiros no período em que a receita é auferida. O impacto sobre as receitas e despesas públicas é superior ao valor das receitas recebidas. Transferências correntes são elevadas mais que proporcionalmente à receita de royalties. As despesas municipais também são elevadas, e a maior parte do aumento parece ser destinado para despesas correntes, principalmente gastos com serviços de terceiros.

As despesas de pessoal responderam de forma positiva ao choque de receitas. Por outro lado, não foram observados aumentos nos indicadores de emprego público municipal, o que pode estar relacionado às restrições legais brasileiras para alocação de royalties na contratação de mão de obra permanente. Verificou-se, contudo, aumento nas contratações de pessoal por tempo determinado. As despesas de investimento, em especial obras e instalações, também responderam positivamente à receita de recursos. Concomitante ao aumento das despesas de capital apuramos elevação do déficit de capital, ou necessidade de financiamento de capital por outras fontes de recursos, o que pode trazer comprometimento ao desempenho fiscal dos governos locais em períodos futuros.

O trabalho está dividido em cinco seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta a base de dados utilizada, identificando a parcela da receita de royalties e variáveis fiscais utilizadas no estudo. Também fornece as estatísticas descritivas e discorre sobre o comportamento das variáveis no período. A seção 3 oferece a estratégia empírica utilizada e a seção 4 traz a interpretação dos resultados. As conclusões são apresentadas na seção 5.

2. Dados

2.1. Amostra de municípios

A amostra de municípios foi delimitada aos municípios da costa brasileira,⁴ por concentrarem a receita de royalties da produção offshore nacional, variável indicativa do choque de receitas. Monteiro e Ferraz (2012) afirmam que utilizar municípios costeiros como grupo de controle é mais indicado para avaliar os impactos das receitas petrolíferas, por apresentarem características mais uniformes (menos heterogêneas) quando comparados ao grupo de todos os municípios brasileiros (de um total de 5.565 municípios pertencentes ao território brasileiro, 279 municípios são localizados na linha de costa).

Caselli e Michaels (2013) excluem, ainda, os municípios costeiros que apresentam produção onshore, para mitigação da influência destas atividades sobre as variáveis orçamentárias municipais. As atividades de exploração e produção de petróleo e gás nos limites geográficos de um município (onshore) podem gerar impactos econômicos e afetar o comportamento de variáveis fiscais para além do mero recebimento das receitas de royalties. Podem gerar maior fluxo de renda na economia local, aumentando as receitas não petrolíferas do município, e elevar os níveis de gastos dos governos municipais decorrentes de maior adensamento urbano.⁵

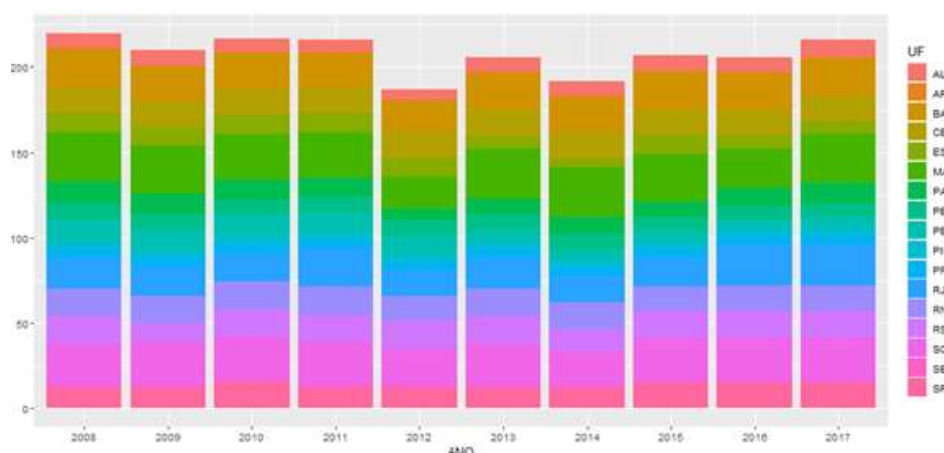
Por essas razões, optamos também por excluir os municípios que apresentem produção de petróleo e gás natural onshore. Além destes, retiramos da amostra os municípios que receberam quaisquer outras parcelas de royalties relativas a atividades onshore em cada ano: decorrentes de instalações de embarque e desembarque, afetados por estas operações, ou àqueles que constituem zonas de influência da produção em ambiente onshore. Portanto, nossa amostra principal de municípios é constituída pelos municípios da costa

⁴ Códigos de municípios disponíveis em IBGE (2018).

⁵ Um resumo dos estudos empíricos para o Brasil pode ser encontrado em IPEA (2020).

brasileira que não auferiram receitas de royalties onshore em cada ano. A Figura 1 exibe o número final de municípios costeiros brasileiros por ano que compõem o painel de dados sob análise.⁶

Figura 1
Número de municípios, por ano e unidade da federação (UF).



Fonte: Elaboração própria com base em ANP (2021). Nota: Municípios costeiros não recebedores de royalties onshore.

2.2. Royalties do petróleo

A distribuição de royalties do petróleo aos municípios brasileiros é regulamentada por diversas leis e decretos federais.⁷ As últimas alterações, inseridas pela Lei nº 12.734/2012, tiveram seus efeitos suspensos pelo Supremo Tribunal Federal,⁸ e a distribuição dos recursos segue baseada nas regulamentações anteriores.⁹ A Figura 2 fornece um resumo dos fatos geradores para arrecadação de recursos de royalties offshore por parte dos municípios brasileiros, por município e motivo de enquadramento.¹⁰

Figura 2
Receita de royalties offshore distribuída aos municípios por motivo de enquadramento

Royalties Offshore	Até 5% (Lei 7990/89 e Decreto 1/91)	Municípios confrontantes com campos produtores (30,0%)	Zona de produção principal (60,0%)
			Zona de produção secundária (10,0%)
			Zona limítrofe (30,0%)
			Municípios com instalações de embarque e desembarque (10,0%)
	Acima de 5% (Lei 9478/97 e Decreto 2705/98)	Municípios confrontantes com campos produtores (22,5%)	Municípios com instalações de embarque e desembarque
			Zonas de influência

Fonte: Elaboração própria com base em ANP (2021).

Para configurar um choque de receitas sobre as finanças locais, utilizamos duas métricas da receita de royalties destinada a municípios brasileiros. A primeira está relacionada às atividades petrolíferas em

⁶ Os dados são dispostos em periodicidade anual, na forma de um painel desbalanceado, na medida em que nem todos os municípios possuem informações financeiras para todos os períodos. Caso um município tenha recebido royalties onshore ou não apresente informação para a variável financeira estudada em determinado ano, este é excluído da amostra naquele ano. Por esta razão o número de municípios da amostra varia conforme o ano e o indicador financeiro pesquisados.

⁷ Lei nº 7.990/1989, Decreto nº 1/1991, Lei nº 9.478/1997, Decreto nº 2.705/1998, Lei nº 12.734/2012 e Lei nº 12.858/2013.

⁸ <http://www.stf.jus.br/portal/cms/verNoticiaDetalhe.asp?idConteudo=233758>

⁹ Como os efeitos práticos da Lei nº 12.734/2012 ainda não entraram em vigor, optou-se, no presente estudo, por estender o período de análise após a sua promulgação.

¹⁰ A partir de julho/2007 os valores de royalties pagos aos municípios são divulgados por motivo de enquadramento: royalties offshore e onshore e por previsão legal (municípios produtores, afetados por instalações, zonas de influência etc.). Identificamos dados faltantes apenas para o mês de abril/2015, razão pela qual procedemos o cálculo da média mensal dos meses disponíveis naquele ano e anualizamos o valor.

ambiente offshore (*Royalties Offshore*, na Figura 2). Esta parcela agregada de royalties contempla as receitas decorrentes da produção em campos produtores marítimos e operações de embarque e desembarque que possam ocorrer nos limites geográficos dos municípios. Também varia conforme a classificação do município no critério de zonas geoeconômicas.

A fim de garantir a exogeneidade na fonte de receita, adotamos uma segunda parcela da receita de royalties como variável instrumental, a alíquota excedente a 5% destinada a municípios brasileiros pela produção de petróleo e gás natural em campos confrontantes aos seus limites geográficos (*Royalties Confrontantes*), área em destaque na Figura 2. Esta parcela de royalties é calculada com base no percentual médio de confrontação do município *i* com os campos produtores de petróleo e gás natural offshore (Decreto nº 93.189/1986). É estritamente vinculada ao valor da produção de petróleo e gás em ambiente offshore, oscilando de acordo com o volume de produção nos campos marítimos e, principalmente, conforme variação dos preços internacionais do petróleo (Figura 3). Representa mais de 50% dos repasses totais de royalties destinados aos municípios costeiros sem atividade onshore, sendo, portanto, fonte relevante da receita de recursos dos municípios (Figura 3).

Os trabalhos de Baragwanath Vogel (2020), Bhavnani e Lupu (2016), Caselli e Michaels (2013) e Monteiro e Ferraz (2012) indicam, por meio da variável instrumental utilizada, que esta seria a parcela de receita de royalties com critério de alocação mais exógeno, resultante da “sorte geográfica” do município em estar na área beneficiada pela produção petrolífera.¹¹ Tal receita não é influenciada por decisões políticas e administrativas locais, e está desvinculada das atividades petrolíferas efetivas, sem sofrer ou exercer impactos econômicos indiretos sobre variáveis fiscais dos municípios recebedores.

Figura 3

Produção de petróleo, preços internacionais e royalties distribuídos a municípios costeiros



Fonte: Elaboração própria com base em ANP (2021), ANP (2021a) e EIA (2021). Notas: Preços do petróleo em dólares por barril de óleo (bbl). Produção brasileira de petróleo em milhões de barris de óleo (MMbbl). Médias anuais das receitas de royalties destinadas a municípios costeiros não recebedores de royalties onshore, em BRL per capita de 2017.

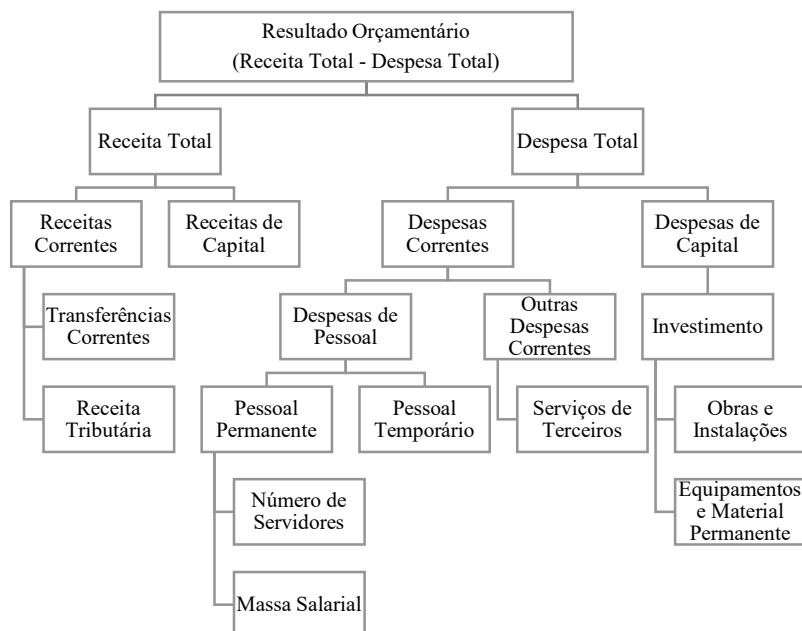
2.3. Indicadores fiscais

A avaliação dos efeitos de choques de receitas sobre a gestão financeira municipal requer a construção de indicadores de desempenho para as finanças municipais. Este trabalho se concentra na análise de indicadores orçamentários, foco das ferramentas de gestão das finanças municipais a partir da

¹¹ Os autores utilizam o “valor da produção offshore”, distribuído entre os municípios com base nos percentuais de confrontação, como variável instrumental para a receita de royalties proveniente da produção offshore no país. Este valor é a base para o cálculo da parcela de royalties offshore excedente a 5% destinada a municípios confrontantes. Optou-se, no presente trabalho, por se utilizar como instrumento os próprios valores de royalties offshore destinados a municípios confrontantes.

implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF).¹² A Figura 4, a seguir, resume a posição de algumas variáveis chave, presentes na estrutura orçamentária dos municípios brasileiros, que desempenham papel relevante na construção dos indicadores fiscais propostos neste trabalho.

Figura 4
Estrutura do orçamento público municipal



Fonte: Elaboração própria com base em STN (2021a, 2021b).

Para construção dos indicadores, utilizamos dados relativos às informações orçamentárias e financeiras dos municípios brasileiros extraídos da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e compilados no período de 2008 a 2017 [STN (2021a, 2021b)].¹³ As informações relativas ao emprego público municipal – número de servidores e massa salarial – foram retiradas da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS, disponível em ME (2021). Restringimos as informações relativas aos trabalhadores com vínculo permanente no município, ligados aos poderes executivo, legislativo, autarquias, fundações e órgãos autônomos.¹⁴

O primeiro indicador de resultado (*Resultado Orçamentário*) relaciona o superávit orçamentário do município (diferença entre receita total e despesa total) à sua população, propondo-se a evidenciar a capacidade de geração de poupança pública per capita – capacidade do ente em arrecadar mais receitas do que as executadas ao longo do exercício por habitante. Medimos também a relação entre as receitas totais do município e o número de habitantes, resultando na receita orçamentária per capita (*Receita Total*).

Dentre as fontes de receita municipal, selecionamos a receita proveniente de transferências correntes de outros entes governamentais (*Transferências Correntes*) e a arrecadação tributária (*Receita Tributária*) do município, em níveis per capita. O primeiro indicador reflete o grau de dependência do município em relação aos recursos de outras esferas. O segundo indica a capacidade de geração de receitas próprias, indicativa do esforço fiscal do governo municipal.

A razão entre as despesas totais dos municípios e sua população resulta no gasto total por habitante (*Despesa Total*). Este indicador reflete o dispêndio per capita necessário para oferta de bens públicos em

¹² Lei Complementar nº 101/2000.

¹³ As bases de dados financeiros nos períodos 2008-2012 (FINBRA) e 2013-2017 (SINCOFI) foram compatibilizadas pelos nomes dos municípios, e consolidadas pelo código com dígito verificador disponibilizado em IBGE (2014) e IBGE (2018) para seleção dos municípios confrontantes com o mar. A mesma compatibilização foi realizada para os dados de royalties. Informações iguais a zero na base de dados financeiros no período 2008-2012 foram tratadas como informações faltantes.

¹⁴ Códigos: 103-1 (Órgão Público do Poder Executivo Municipal), 106-6 (Órgão Público do Poder Legislativo Municipal), 112-0 (Autarquia Municipal), 115-5 (Fundação Municipal), 118-0 (Órgão Público Autônomo Municipal).

âmbito municipal. Foram utilizados, ainda, dois indicadores de direcionamento das despesas orçamentárias municipais, obtidos a partir de dois grandes grupos de despesas – despesas correntes per capita (*Despesas Correntes*) e despesas de capital per capita (*Despesas de Capital*). O objetivo é identificar se um choque de receitas afeta de forma uniforme ou não os diferentes tipos de gastos nos municípios brasileiros.

Para avaliar o impacto das despesas orçamentárias sobre o comprometimento do orçamento dos municípios, foram selecionados dois tipos de despesas. Gastos com pessoal (*Despesas de Pessoal*) e despesas de investimento (*Investimento*) são indicativas de gestão financeira e refletem características estruturais do município. O uso destes indicadores está alinhado ao estudo clássico de Alesina & Tabellini (1990), que relacionam déficit fiscais maiores a maior rigidez (para baixo) das despesas públicas. Os indicadores são apresentados em nível per capita.

As despesas de pessoal fornecem uma medida de rigidez orçamentária dos municípios, na medida em que o maior comprometimento dos gastos municipais com a folha de pagamento tornaria mais difícil a obtenção de resultados fiscais positivos [Sakurai (2014)]. Utilizamos o número de empregados municipais (*Número de Servidores*) e massa salarial (*Massa Salarial*) de empregados públicos com vínculo ativo no município para refletir o comprometimento do município em despesas com pessoal permanente. O número de trabalhadores foi apresentado em valor por mil habitantes, e a massa salarial em escala per capita.

Considerando a existência de restrições legais brasileiras para aplicação da receita de royalties em despesas com pessoal permanente,¹⁵ inserimos dois indicadores que pudessem apontar possíveis transbordamentos dos gastos administrativos, para além das despesas de pessoal vinculado ao município. Investigamos a relação das despesas com contratos de trabalho por tempo determinado (*Pessoal Temporário*) e empresas prestadoras de serviços (*Serviços de Terceiros*) em resposta às receitas de recursos. Poderia ser este um caminho utilizado pelos governos municipais para reforçar o estoque de capital humano no âmbito administrativo sem estarem sujeitos às restrições da legislação brasileira.

As despesas de investimento também são relevantes para o comprometimento do orçamento de governos municipais. São despesas financiadas por operações de crédito de longo prazo, e podem afetar o orçamento público por muitos anos depois de sua realização. E sobre este tipo de despesa não há restrições legais para aplicação das receitas de royalties. Pesquisamos o comportamento dos dois maiores subtipos de despesas de investimento nos municípios estudados: obras e instalações (*Obras e Instalações*) e materiais e equipamentos (*Equipamentos e Material Permanente*). Ambos em valores per capita.

Por fim, o indicador gerencial proposto para refletir o nível de endividamento dos municípios utiliza as receitas de capital, ou captação de recursos de terceiros/externos (empréstimos, convênios etc.) necessária para financiar as despesas de capital (investimentos em obras, máquinas, equipamentos etc.). O financiamento de capital do município está representado pela diferença de despesas e receitas de capital, indicando a parcela das despesas de capital que excede as receitas de capital no período e, portanto, requer outras fontes de recursos para ser executada [Mello e Slomski (2008)]. Para compatibilizar o indicador com as demais variáveis estudadas, foi utilizado o valor do resultado de capital em escala per capita (*Déficit de Capital*).

2.4. Estatísticas descritivas

As variáveis utilizadas neste estudo e estatísticas descritivas para a amostra de municípios costeiros sem atividade onshore no período estudado estão dispostas na Tabela 1.¹⁶ Os valores foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), disponível em IBGE (2021), atualizados para o ano base 2017. Todos os dados estão apresentados em valores per capita, com base na estimativa da população municipal para cada ano disponível em IBGE (2021a).

¹⁵ Art. 8º da Lei 7.990/1989.

¹⁶ Foram coletadas originalmente 2.790 observações para municípios costeiros. Deste total, foi excluída uma observação relativa ao município de Ilhéus-BA, código 2913606, ano 2009 (apresentou receita de capital negativa). Para a amostra de municípios sem atividade petrolífera onshore no período foram retirados os municípios com alguma receita de royalties onshore no período (465 observações) e os registros com informações financeiras incompletas – ausência da variável selecionada para o município/ano.

Tabela 1

Estatísticas descritivas: municípios costeiros não recebedores de royalties onshore (2008-2017)

Variáveis ¹	Todos os municípios		Municípios costeiros recebedores de royalties offshore		Municípios costeiros não recebedores de royalties offshore	
	Obs.	Média	Obs.	Média	Obs.	Média
Resultado Orçamentário	2.076	223,50 [1.202,78]	949	304,90 [1.743,03]	1.127	154,95 [312,74]
Receita Total	2.076	3.304,98 [2.859,44]	949	4.083,54 [3.852,67]	1.127	2.649,38 [1.276,66]
Despesa Total	2.077	3.081,05 [2.269,38]	949	3.778,64 [2.968,53]	1.128	2.494,16 [1.148,77]
Transferências Correntes	2.077	2.455,64 [2.117,27]	949	3.026,17 [2.932,52]	1.128	1.975,65 [720,53]
Receita Tributária	2.077	479,92 [601,35]	949	582,88 [647,10]	1.128	393,30 [545,39]
Despesas Correntes	2.077	2.709,88 [1.899,03]	949	3.317,21 [2.459,99]	1.128	2.198,93 [990,31]
Despesas de Capital	2.074	371,50 [525,75]	949	461,43 [712,97]	1.125	295,65 [261,66]
Despesa de Pessoal	2.077	1.526,71 [868,03]	949	1.807,39 [1.060,85]	1.128	1.290,56 [564,92]
Número de Servidores ^a	2.070	40,93 [20,94]	949	46,79 [24,67]	1.121	35,97 [15,52]
Massa Salarial ^b	2.070	63,74 [65,87]	949	76,16 [76,10]	1.121	53,23 [53,60]
Pessoal Temporário	1.618	210,22 [207,45]	689	220,59 [245,51]	929	202,52 [173,67]
Serviços de Terceiros ^c	1.999	619,69 [761,78]	916	851,92 [1.017,61]	1.083	423,27 [334,06]
Investimento	2.070	325,78 [510,52]	947	405,88 [698,87]	1.123	258,23 [242,55]
Obras e Instalações	1.991	267,85 [440,13]	914	343,63 [596,40]	1.077	203,55 [217,81]
Equipamentos e Material Permanente	2.016	57,02 [82,06]	926	63,43 [109,64]	1.090	51,57 [46,72]
Déficit de capital	1.974	275,07 [495,22]	908	357,18 [682,95]	1.066	205,14 [215,57]
Royalties Offshore	2.077	253,53 [1.069,15]	949	554,89 [1.528,34]	1.128	0,00 [0,00]
Royalties Confrontantes	2.077	144,45 [877,91]	949	316,14 [1.278,07]	1.128	0,00 [0,00]

Fonte: Elaboração própria. Notas: Desvio-padrão em []. As estatísticas são relativas a municípios costeiros não recebedores de royalties onshore, para o período 2008-2017.¹ Todas as variáveis estão na forma de nível e são expressas em valores per capita de 2017, utilizando a estimativa da população municipal para cada ano disponível em IBGE (2021a). ^a Número de servidores públicos municipais que receberam salários acima de zero no mês de dezembro de cada ano, por mil de habitantes. ^b Soma de salários dos servidores públicos municipais que receberam salários acima de zero no mês de dezembro de cada ano. ^c Serviços de terceiros prestados por pessoa jurídica.

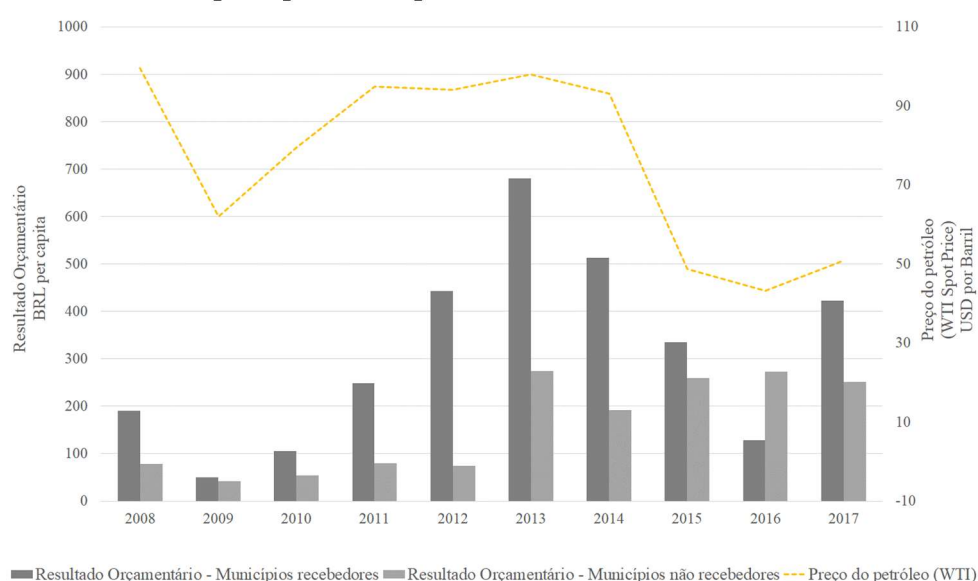
As estatísticas confirmam as diferenças significativas no perfil orçamentário de municípios recebedores e não recebedores de royalties no período considerado. Todos os indicadores de receita, despesas e endividamento são superiores em municípios recebedores de royalties quando comparados a municípios não recebedores. A poupança pública média per capita de municípios recebedores de royalties foi de 305 BRL, quase o dobro do valor médio de municípios não recebedores, de 155 BRL. Municípios recebedores de royalties apresentaram, em média, receita per capita de 4.084 BRL, muito superior aos 2.649 BRL apurados para municípios não recebedores. A despesa per capita média de municípios recebedores foi de 3.779 BRL, superior à média de municípios não recebedores, 2.494 BRL. A necessidade de

financiamento de capital, medida pelo déficit de capital, também foi superior em municípios recebedores de royalties, 357 BRL, quando comparados a municípios não recebedores, 205 BRL.

A Figura 5 exibe a evolução média do *Resultado Orçamentário*, no período 2008-2017. O resultado médio de municípios recebedores de royalties foi superior aos resultados de municípios não recebedores na maior parte do período estudado. Apenas nos biênios 2009/2010, e 2015/2016, períodos de queda acentuada nos preços internacionais do petróleo, o desempenho fiscal de municípios recebedores de royalties se aproximou (ou foi inferior) ao dos municípios não recebedores. Há uma aparente relação entre o indicador *Resultado Orçamentário* em municípios recebedores de royalties e o comportamento dos preços internacionais do óleo, base para o cálculo da receita de recursos aos municípios estudados. Períodos de aumentos nos preços do petróleo elevam a poupança pública municipal em municípios recebedores; períodos de queda dos preços deterioram os resultados fiscais. O comportamento fiscal em municípios não recebedores parece não estar correlacionado a estas variações.

Figura 5

Resultado orçamentário municipal e preços do petróleo



Fonte: Elaboração própria com base em STN (2021a), STN (2021b) and EIA (2021). Notas: Preços do petróleo em dólares por barril de óleo (bbl). Médias anuais de resultado orçamentário para municípios costeiros não recebedores de royalties onshore, em BRL per capita de 2017.

3. Estratégia empírica

As receitas de recursos parecem exercer, de fato, influência no comportamento fiscal dos municípios brasileiros. Com base destes indícios traçamos uma estratégia empírica para estimar o efeito causal dos choques de receitas petrolíferas sobre as finanças de governos locais. O modelo de regressão é dado por:

$$\text{Indicador Fiscal}_{it} = \beta_1 \cdot \text{Royalties Offshore}_{it} + \gamma_t + \delta_i + \theta_s + \gamma_t \cdot \theta_s + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde *Indicador Fiscal* é o indicador fiscal do município *i* no ano *t* e *Royalties Offshore* a receita de royalties da produção offshore distribuída ao município *i* no ano *t*, todos expressos em termos reais e per capita. Possíveis tendências para o comportamento dos indicadores fiscais são capturados por efeitos fixos de tempo (ano), representados por γ_t . Características invariantes no tempo, específicas de indivíduos, são capturadas por efeitos fixos para municípios (δ_i) e estados (θ_s). Também foram inseridos efeitos fixos para estados ao longo do tempo, $\beta_t \cdot \delta_s$. O termo de erro aleatório está representado por ε_{it} .

Formalmente, a análise foi iniciada estimando-se a equação (1) por mínimos quadrados ordinários (OLS). O coeficiente β_1 é o parâmetro de interesse e representa o efeito médio das receitas de royalties sobre os indicadores financeiros municipais. As estimativas resultantes podem revelar correlações

importantes entre as receitas de royalties offshore e indicadores fiscais dos municípios brasileiros. Contudo, essa correlação deve ser interpretada com cautela. A estimação da equação (1) por OLS desconsidera a possível existência de fatores omitidos que afetam indicadores fiscais e receitas de royalties. Tais fatores representam fonte de endogeneidade na interação entre as variáveis e impedem a interpretação de efeitos causais entre elas. Também podem enviesar para baixo a estimativa de β_1 .

Para superar possíveis problemas de endogeneidade, utilizamos uma estratégia de regressão por mínimos quadrados ordinários em dois estágios (2SLS). Primeiro utilizamos uma variável instrumental (IV) que ofereça uma fonte exógena de variação nas receitas de royalties offshore, e seja fortemente correlacionada a ela. Utilizamos a parcela de royalties da produção offshore distribuída a municípios confrontantes, como discutido na seção 2. Formalmente, a regressão de primeiro estágio é dada por:

$$Royalties\ Offshore_{it} = \beta_2 \cdot Royalties\ Confrontantes_{it} + \gamma_t + \delta_i + \theta_s + \gamma_t \cdot \theta_s + \mu_{it} \quad (2)$$

Onde *Royalties Confrontantes* são os royalties da produção offshore excedentes à alíquota de 5%, distribuídos ao município i no ano t . A restrição de exclusão da estimativa IV é que a variável *Royalties Confrontantes* é independente do termo de erro na equação (1). γ_t , δ_i e θ_s são efeitos fixos de tempo, municípios e estados, respectivamente. μ_{it} absorve características não observadas que podem explicar o pagamento de royalties.

Em seguida, reestimamos a equação (1) utilizando como variável explicativa os valores previstos pela equação (2). Esta é a regressão de segundo estágio (2SLS). Atendidas as hipóteses de identificação, os coeficientes estimados podem ser interpretados como medidas de efeito causal médio das receitas de royalties sobre os indicadores financeiros municipais.

4. Resultados

As próximas seções fornecem as estimativas de impacto das receitas de recursos sobre indicadores fiscais dos governos municipais no Brasil. Para cada indicador fiscal três resultados são apresentados. A primeira coluna fornece as equações estruturais estimadas por mínimos quadrados ordinários (OLS), utilizando *Royalties Offshore* como variável explicativa (equação 1 da estratégia empírica). A segunda coluna fornece as estimativas de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS). Na segunda coluna, a linha *Royalties Offshore* refere-se aos resultados das regressões de segundo estágio do modelo 2SLS. Ainda na segunda coluna, a linha *Royalties Confrontantes* fornece os resultados de primeiro estágio (equação 2 da estratégia empírica). Para geração das estimativas, todos os modelos foram ponderados pela população municipal no ano de 2008 e os erros padrão foram agrupados em nível de município.

4.1. Indicadores de resultado

A Tabela 2 fornece as estimativas do impacto de choque de recursos sobre os indicadores de resultado. As colunas (1), (3) e (5) fornecem os resultados das equações estruturais estimadas por OLS. Os modelos (2), (4) e (6) reportam os resultados das estimativas 2SLS.

No modelo (1) da Tabela 2, o coeficiente estimado sugere que receitas de recursos elevam o *Resultado Orçamentário* dos governos municipais. Para cada 1 BRL de aumento na receita de recursos a poupança pública (diferença entre receitas e despesas orçamentárias) aumenta 0,73 BRL. As receitas orçamentárias totais (*Receita Total*) apresentaram elevada sensibilidade ao aumento dos royalties. O modelo (3) da Tabela 2 indica que as receitas totais são elevadas em 1,91 BRL a cada 1 BRL de receita de recursos. O segundo efeito observado foi a elevação das despesas municipais (*Despesa Total*). O coeficiente estimado pelo modelo (5) da Tabela 2 sugere que para cada 1 BRL de elevação na receita de recursos, as despesas orçamentárias aumentam 1,18 BRL. Receitas e despesas públicas aumentam mais que proporcionalmente ao valor da receita auferida.

Os modelos (2), (4) e (6) retratam que os efeitos estimados dos royalties offshore a partir da regressão de segundo estágio são maiores que as estimativas OLS. Este resultado sugere a existência de possíveis fatores omitidos que representam fontes de endogeneidade na interação entre os indicadores

fiscais e a receita de recursos. Isso faz com que as estimativas OLS se apresentem enviesadas para baixo. Os resultados das regressões de primeiro estágio, também indicados nas colunas 2SLS (*Royalties Confrontantes*) atestam a relevância do instrumento utilizado, tanto pela significância dos coeficientes quanto pelos resultados da estatística F. A variável *Royalties Confrontantes* mostrou-se, portanto, um instrumento relevante para explicar a receita de royalties distribuídas aos municípios da costa brasileira recebedores de royalties offshore.

Pelas estimativas 2SLS concluímos que para cada 1 BRL de aumento nas receitas de recursos a poupança pública municipal é elevada em 0,90 BRL, conforme o modelo (2) da Tabela 2. O modelo (4) da Tabela 2 mostra que as receitas orçamentárias do município crescem 2,09 BRL, e o modelo (6) da Tabela 2 sugere que as despesas orçamentárias aumentam 1,19 BRL.

Tabela 2
Indicadores de resultado

	Resultado Orçamentário		Receita Total		Despesa Total	
	OLS (1)	2SLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)	OLS (5)	2SLS (6)
Royalties Offshore	0,7323** (0,3510)	0,8997** (0,3903)	1,9108*** (0,1340)	2,0920*** (0,1200)	1,1785*** (0,3032)	1,1923*** (0,3701)
R ²	0,5499	0,5456	0,9934	0,9934	0,9873	0,9873
Royalties Confrontantes ^a		1,1310*** (0,3342)		1,1310*** (0,3342)		1,1313*** (0,3342)
R ²		0,9808		0,9808		0,9808
Estatística-F ^b		9,625***		9,625***		9,630***
Observações	2.076	2.076	2.076	2.076	2.077	2.077
Municípios	235	235	235	235	235	235

Notas: Erros-padrão em () agrupados em nível de município. Regressões ponderadas pela população municipal no ano de 2008. Todas as regressões incluem efeitos fixos de município, ano, estado e ano x estado. Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1%. ^a Coeficientes de primeiro estágio. ^b Estatística-F para força da identificação.

A receita de recursos parece, de fato, elevar receitas e despesas orçamentárias de governos locais em valores superiores à receita auferida. As receitas de recursos compõem a receita orçamentária municipal. É de se esperar, portanto, que as receitas de royalties elevem a receita total e melhorem o resultado fiscal do município no período em que são recebidas. Mas há um aparente efeito multiplicador das receitas de recursos sobre as outras receitas auferidas pelo município. Monteiro e Ferraz (2012) apontam que a atividade petrolífera gera transferências dos governos estaduais e federal para os municípios para além dos pagamentos diretos de royalties.¹⁷ Além disso, as receitas de royalties também podem afetar positivamente outros tipos de receitas municipais. Parecem ser estes os efeitos do choque de recursos na amostra de municípios aqui pesquisada.

Os impactos das receitas de recursos sobre as despesas públicas são bem documentados, e parecem relacionados ao efeito flypaper discutido na literatura. O choque de recursos eleva as despesas públicas mais que proporcionalmente ao valor das receitas auferidas. O resultado interessante, e pouco discutido na literatura, é que mesmo com as despesas orçamentárias sendo elevadas mais que proporcionalmente ao valor da receita recebida, o aumento concomitante de outros tipos de receitas eleva a poupança pública no período do choque de recursos.

4.2. Receitas e esforço fiscal

A literatura teórica e empírica sugere que governos locais podem reduzir o esforço tributário diante de um choque de receitas. Em municípios brasileiros esperamos que outros tipos de receitas orçamentárias respondam positivamente ao choque de recursos, conforme os resultados apresentados no item 4.1. A

¹⁷ Os municípios recebem outras parcelas de royalties de forma indireta, percentuais dos valores destinados aos governos federal e estadual.

Tabela 3 exibe as estimativas para o comportamento das receitas provenientes de *Transferências Correntes* e de tributos (*Receita Tributária*) diante de um choque de recursos. Novamente os coeficientes estimados a partir da regressão de segundo estágio são maiores que as estimativas OLS, confirmando a importância das estimativas 2SLS.

Tabela 3
Receitas e esforço fiscal

	Transferências Correntes		Receita Tributária	
	OLS (1)	2SLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)
Royalties Offshore	1,6232*** (0,2392)	1,7135*** (0,3175)	-0,0263 (0,0298)	0,0036 (0,0191)
R ²	0,9800	0,9799	0,9897	0,9897
Royalties Confrontantes ^a		1,1313*** (0,0334)		1,1313*** (0,0334)
R ²		0,9808		0,9808
Estatística-F ^b		9.630***		9.630***
Observações	2.077	2.077	2.077	2.077
Municípios	235	235	235	235

Notas: Erros-padrão em () agrupados em nível de município. Regressões ponderadas pela população municipal no ano de 2008. Todas as regressões incluem efeitos fixos de município, ano, estado e ano x estado. Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1% ^a Coeficientes de primeiro estágio. ^b Estatística-F para força da identificação.

Com base nos resultados dos modelos (2) e (4) da Tabela 3, verificamos que as receitas de royalties elevam as transferências correntes dos municípios brasileiros mais que proporcionalmente ao valor da receita de recursos auferida. Para cada 1 BRL de receita de recursos as transferências correntes são aumentadas em 1,71 BRL. Estas transferências constituem, em sua maioria, repasses de recursos de outras esferas governamentais (governo federal e estadual) para os municípios brasileiros. Incluem, ainda, outras parcelas de receitas petrolíferas não contempladas por este estudo.

Para a receita tributária o modelo (4) da Tabela 3 fornece um coeficiente próximo de zero e não significativo, sugerindo que as receitas de recursos não alteram o comportamento tributário dos municípios estudados. Assim, não há evidências de redução ou aumento do esforço fiscal nos municípios brasileiros em resposta a um choque de recursos. Desta maneira, concluímos que a receita de recursos parece gerar grandes efeitos sobre as demais receitas do município, em especial as receitas de transferências de outros entes de governo. Não há indícios sobre aumento ou redução da receita tributária nos municípios recebedores de receitas de royalties.

4.3. Despesas com impacto no orçamento futuro e déficit público

As Tabelas 4, 5, 6 e 7 apresentam alguns dos componentes de despesas do orçamento municipal e suas respostas aos choques de recursos. O objetivo é identificar as respostas de tipos de despesas com potencial impacto sobre os orçamentos futuros dos governos locais.

A Tabela 4 exibe os impactos de choques de recursos sobre despesas operacionais e administrativas do município, denominadas *Despesas Correntes*. Com base nas estimativas do modelo (1) da Tabela 4, a cada 1 BRL de receita de recursos, as despesas correntes aumentam 0,84 BRL. Pode-se afirmar, portanto, que do aumento total de 1,18 BRL nas despesas municipais em resposta a 1 BRL de choque de recursos, mais de 70% (0,84 BRL) é direcionado ao aumento de despesas correntes dos municípios. Este é um forte indicativo de direcionamento da receita de recursos para gastos operacionais e administrativos em governos locais, já bem documentado na literatura.

Na Tabela 5 estão as principais despesas correntes indicativas de rigidez orçamentária dos municípios, que refletem características estruturais e podem comprometer indicadores de gestão financeira local. Dentre as despesas correntes, as *Despesas de Pessoal* são indicativas de rigidez orçamentária, relevantes para explicar o comprometimento de orçamentos futuros. A estimativa do modelo (2) da Tabela 5 indica que as despesas de pessoal aumentam em torno de 0,31 BRL para cada elevação de 1 BRL na receita de recursos. Dentre as despesas de pessoal, foram avaliadas as respostas no número de empregados

municipais (*Número de Servidores*) e soma de salários destes trabalhadores (*Massa Salarial*) ao choque de receitas. Importante mencionar que estes indicadores de pessoal se restringem a empregados com vínculo permanente nos governos municipais. O modelo (4) da Tabela 5 indica que a relação entre as receitas de recursos e o número de empregados municipais foi significativa, mas o coeficiente foi muito pequeno, próximo de zero. As despesas com salários de empregados públicos, refletidas no modelo (6) da Tabela 5, também apresentaram relação positiva, mas pequena, com as receitas de recursos. Para cada 1 BRL de receitas, as despesas com salários de empregados municipais são elevadas em 0,01 BRL.

Tabela 4

Despesas

	Despesas Correntes		Despesas de Capital	
	OLS (1)	2SLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)
Royalties Offshore	0,8397*** (0,1766)	0,8316*** (0,2088)	0,3387** (0,1456)	0,3607** (0,1831)
R ²	0,9896	0,9896	0,8680	0,8679
Royalties Confrontantes ^a		1,1313*** (0,0334)		1,1313*** (0,0334)
R ²		0,9808		0,9808
Estatística-F ^b		9.630***		9.613***
Observações	2.077	2.077	2.074	2.074
Municípios	235	235	235	235

Notas: Erros-padrão em () agrupados em nível de município. Regressões ponderadas pela população municipal no ano de 2008. Todas as regressões incluem efeitos fixos de município, ano, estado e ano x estado. Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1% ^a Coeficientes de primeiro estágio. ^b Estatística-F para força da identificação.

Os resultados sugerem que as despesas de pessoal de governos locais aumentam em resposta a um choque de recursos. Contudo, a baixa magnitude dos coeficientes obtidos para soma de salários e número de empregados indicam que não há grandes alterações nos indicadores de pessoal com vínculo permanente nos governos municipais. Uma das explicações para este resultado pode ser encontrada na legislação brasileira, que impõe restrições para alocação das receitas de royalties em despesas com pessoal permanente, conforme mencionado na Seção 2.

Tabela 5

Comprometimento do orçamento futuro: despesas correntes de pessoal

	Despesas de Pessoal		Número de Servidores		Massa Salarial	
	OLS (1)	2SLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)	OLS (5)	2SLS (6)
Royalties Offshore	0,2784*** (0,0732)	0,3088*** (0,0745)	0,0040*** (0,0011)	0,0041*** (0,0013)	0,0041 (0,0071)	0,0110** (0,0053)
R ²	0,9899	0,9899	0,9696	0,9696	0,9355	0,9352
Royalties Confrontantes ^a		1,1313*** (0,0334)		1,1313*** (0,0334)		1,1313*** (0,0334)
R ²		0,9808		0,9808		0,9808
Estatística-F ^b		9.630***		9.590***		9.590***
Observações	2.077	2.077	2.070	2.070	2.070	2.070
Municípios	235	235	235	235	235	235

Notas: Erros-padrão em () agrupados em nível de município. Regressões ponderadas pela população municipal no ano de 2008. Todas as regressões incluem efeitos fixos de município, ano, estado e ano x estado. Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1% ^a Coeficientes de primeiro estágio. ^b Estatística-F para força da identificação.

Diante destes resultados, duas variáveis complementares foram investigadas para testar transbordamentos dos gastos administrativos para além das despesas de pessoal vinculado ao município. Seria uma forma dos governos municipais reforçarem o estoque de capital humano no âmbito administrativo sem violar a legislação brasileira e comprometer orçamentos futuros. A Tabela 6 fornece as

estimativas para as despesas com contratação de trabalhadores temporários (*Pessoal Temporário*) e empresas prestadoras de serviços (*Serviços de Terceiros*) em resposta às receitas de recursos.

As despesas com contratos de trabalho temporários compõem a rubrica de despesas de pessoal, mas não estão refletidas nos indicadores de pessoal permanente. Os resultados para esta variável estão exibidos no modelo (1) da Tabela 6. Para 1 BRL de receitas de recursos as despesas com empregados temporários são elevadas em 0,11 BRL. Este coeficiente é superior ao obtido para as despesas com pessoal vinculado, indicando que as receitas de recursos podem ser direcionadas para esta rubrica. Por outro lado, tais gastos não sugerem maior rigidez no orçamento municipal, pois podem ser revistos a qualquer tempo. Não indicariam, portanto, maior comprometimento do orçamento público local em períodos futuros.

As despesas com empresas prestadoras de serviços são classificadas como outras despesas correntes, não compondo o item despesas de pessoal. Esta variável foi inserida porque as despesas de pessoal parecem explicar pouco da variação total de despesas correntes. Para cada 1 BRL de receitas de recursos, 0,84 BRL são destinados a despesas correntes (modelo 1 da Tabela 4), mas apenas 0,31 BRL são revertidos em despesas de pessoal, permanente ou temporário (modelo 2 da Tabela 5).

Uma possível explicação é encontrada em Monteiro e Ferraz (2012). Os autores sugerem que as receitas de recursos podem ser deslocadas para outros tipos de despesas correntes, não classificadas formalmente como despesas de pessoal. Vale lembrar, novamente, da existência de restrições legais brasileiras para alocação das receitas de royalties na contratação de mão de obra permanente. Contratação de prestadores de serviço, por exemplo, apesar de constituírem um reforço de capital humano para governos locais, são alocados na rubrica de outras despesas correntes, não refletidas nas despesas de pessoal.

Para identificar este possível transbordamento das despesas de pessoal para outras rubricas do orçamento municipal, inserimos a variável *Serviços de Terceiros* na Tabela 6. O modelo (3) da Tabela 6 sugere que para cada aumento de 1 BRL nas receitas de recursos as despesas com empresas prestadoras de serviços aumentam 0,40 BRL. Verifica-se, portanto, uma elevada resposta deste tipo de despesa às receitas provenientes de um choque de recursos, superior à estimativa de aumento das despesas de pessoal. Estas despesas também não indicam maior rigidez no orçamento municipal, não comprometendo o orçamento público local em períodos futuros.

Tabela 6
Outras despesas

	Pessoal Temporário		Serviços de Terceiros	
	OLS (1)	2SLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)
Royalties Offshore	0,1080*** (0,0236)	0,1009*** (0,0242)	0,4049*** (0,0810)	0,4045*** (0,1069)
R ²	0,8859	0,8859	0,9541	0,9541
Royalties Confrontantes ^a		1,1308*** (0,0493)		1,1313*** (0,0334)
R ²		0,9827		0,9807
Estatística-F ^b		6.483***		9.209***
Observações	1.618	1.618	1.999	1.999
Municípios	222	222	235	235

Notas: Erros-padrão em () agrupados em nível de município. Regressões ponderadas pela população municipal no ano de 2008. Todas as regressões incluem efeitos fixos de município, ano, estado e ano x estado. Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1% ^a Coeficientes de primeiro estágio. ^b Estatística-F para força da identificação.

De volta à Tabela 4, investigamos os impactos das receitas petrolíferas sobre despesas com infraestrutura física, denominadas *Despesas de Capital*. Com base nas estimativas do modelo (4) da Tabela 4, a cada 1 BRL de receita de recursos, as despesas de capital são elevadas em 0,36 BRL. A Tabela 7 fornece as estimativas para as despesas de capital indicativas de rigidez orçamentária dos municípios. Os gastos de investimento (*Investimento*) são considerados estruturais e relevantes para explicar o comprometimento de orçamentos futuros. Dentre estas, foram selecionados os valores destinados para obras e instalações (*Obras e Instalações*) e materiais e equipamentos (*Equipamentos e Material Permanente*).

Tabela 7

Comprometimento do orçamento futuro: despesas de capital

	Investimento		Obras e Instalações		Equipamentos e Material Permanente	
	OLS (1)	2SLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)	OLS (5)	2SLS (6)
Royalties Offshore	0,3203** (0,1410)	0,3441* (0,1775)	0,2312** (0,1154)	0,2594* (0,1474)	0,0358*** (0,0114)	0,0350** (0,0139)
R ²	0,8348	0,8347	0,8220	0,8218	0,6955	0,6955
Royalties Confrontantes ^a		1,1313*** (0,0334)		1,1267*** (0,0319)		1,1313*** (0,0334)
R ²		0,9808		0,9807		0,9807
Estatística-F ^b		9.591***		9.001***		9.303***
Observações	2.070	2.070	1.991	1.991	2.016	2.016
Municípios	235	235	234	234	235	235

Notas: Erros-padrão em () agrupados em nível de município. Regressões ponderadas pela população municipal no ano de 2008. Todas as regressões incluem efeitos fixos de município, ano, estado e ano x estado. Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1% ^a Coeficientes de primeiro estágio. ^b Estatística-F para força da identificação.

O modelo (2) da Tabela 7 indica que a relação entre receitas de recursos e despesas de investimento é positiva e significativa. Para cada 1 BRL de receita de recursos as despesas de investimento são elevadas em média 0,34 BRL. O modelo (4) sugere que a maior parte do aumento dos gastos parece ser destinada a obras e instalações, 0,26 BRL a cada 1 BRL de receita de recursos. O modelo (5) da Tabela 7 indica que as despesas com equipamentos e materiais permanentes sobem 0,04 BRL a cada 1 BRL de receita de recursos.

Os resultados das despesas de capital apontam o direcionamento das receitas de recursos para uma despesa estrutural relevante, em geral financiada por operações de crédito de longo prazo, e que pode comprometer orçamentos futuros a partir do endividamento dos governos locais. A Tabela 8 apresenta a relação das receitas de recursos com um indicador de endividamento de capital (*Debt Capital*). O indicador reflete a diferença entre despesas e receitas de capital, ou seja, a parcela das despesas de capital que excede a captação de recursos externos (empréstimos, financiamentos etc.) e, portanto, requer outras fontes de recursos para ser executada.

O modelo (2) da Tabela 8 confirma essa hipótese, indicando que a cada 1 BRL de receitas de recursos os governos locais aumentam sua necessidade de financiamento de capital em 0,49 BRL. Portanto, receitas de recursos elevam as despesas de capital e geram necessidade de financiamento destas despesas com outras fontes de recursos, o que pode comprometer o resultado orçamentário em períodos futuros.

Tabela 8

Endividamento

	Déficit de Capital	
	OLS (1)	2SLS (2)
Royalties Offshore	0,4184*** (0,1336)	0,4897*** (0,1791)
R ²	0,7819	0,7808
Royalties Confrontantes ^a		1,1331*** (0,0342)
R ²		0,9794
Estatística-F ^b		8.737***
Observações	1.974	1.974
Municípios	235	235

Notas: Erros-padrão em () agrupados em nível de município. Regressões ponderadas pela população municipal no ano de 2008. Todas as regressões incluem efeitos fixos de município, ano, estado e ano x estado. Níveis de significância: * 10%, ** 5%, *** 1% ^a Coeficientes de primeiro estágio. ^b Estatística-F para força da identificação.

5. Conclusões

A teoria econômica nos diz que as receitas inesperadas de recursos afetam o orçamento público de duas formas: uma parte é destinada para gastos correntes do governo e o restante reservado para despesas futuras, por meio do aumento da poupança pública. As evidências empíricas, contudo, indicam que choques de receitas possuem efeito expansivo sobre os gastos públicos, que muitas vezes excede os valores das receitas auferidas. Receitas de recursos naturais, por estarem sujeitas a menor vigilância pública, seriam mais propensas a serem consumidas e revertidas em oferta de bens públicos.

Considerando o desafio de estimar os efeitos de choques de recursos sobre economias nacionais, procuramos explorar os efeitos das receitas de royalties da produção de petróleo e gás natural offshore sobre variáveis orçamentárias de municípios brasileiros. Cuidamos para selecionar uma parcela da receita genuinamente exógena, bem como delimitar a amostra de municípios de forma a reduzir a heterogeneidade entre os governos locais. Uma variedade de indicadores orçamentários foi pesquisada, a fim de conhecer o impacto dos recursos sobre resultados orçamentários, esforço fiscal, comprometimento do orçamento futuro e endividamento dos entes municipais.

Os resultados indicam que receitas de recursos melhoram o resultado orçamentário dos municípios brasileiros no período em que a receita é auferida. Elevam receitas e despesas públicas mais que proporcionalmente ao aumento da receita de recursos. Para cada 1 BRL de aumento nas receitas de royalties a poupança pública é elevada em 0,90 BRL. As receitas totais do município aumentam 2,09 BRL e as despesas crescem 1,18 BRL.

A maior parte do aumento de despesas é destinado para despesas administrativas. A cada 1 BRL de receita, 0,84 BRL são revertidos em despesas correntes. Deste valor, apenas 0,31 BRL são destinados a despesas de pessoal na amostra total. Existem restrições legais para alocação das receitas de royalties em despesas com pessoal permanente no Brasil. Então, parte das receitas pode ser direcionada para outros tipos de despesas correntes, não classificadas formalmente como despesas de pessoal. Contratação de empresas prestadoras de serviços, por exemplo, apesar de constituírem um reforço de capital humano para governos locais, não estão enquadrados em despesas de pessoal. A cada 1 BRL de receita de recursos, 0,40 BRL são revertidos para este tipo de despesa.

Dentre as despesas de pessoal, não foi observada relação relevante das receitas com indicadores de emprego público municipal. A baixa magnitude dos coeficientes estimados para a soma de salários e número de empregados não refletem grandes alterações nos indicadores de pessoal com vínculo permanente nos governos municipais. Verificamos, contudo, que ocorrem aumentos nas contratações de empregados por tempo determinado, não refletidos nos indicadores de pessoal permanente. A cada 1 BRL de receita de recursos, 0,11 BRL são revertidos para este tipo de despesa. Por outro lado, tais gastos não sugerem maior rigidez no orçamento municipal e não devem comprometer os orçamentos públicos locais em períodos posteriores.

As despesas de capital também respondem positivamente a receita de recursos. A cada 1 BRL de receita auferida as despesas de capital aumentaram 0,36 BRL. Quase totalidade deste aumento parece ser aplicado em gastos de investimento (0,34 BRL). Por serem despesas estruturais relevantes, financiadas por operações de crédito de longo prazo, afetam indicadores de endividamento municipal. Os resultados sugerem que, a cada 1 BRL de receitas de recursos os governos locais aumentam sua necessidade de financiamento de capital (diferença entre despesas e receitas de capital) em 0,49 BRL. Portanto, receitas de recursos elevam as despesas de capital e geram necessidade de financiamento destas despesas com outras fontes de recursos, o que pode comprometer o desempenho fiscal dos governos locais em períodos futuros.

Por fim, não foi apurada relação relevante da receita de recursos com o comportamento tributário dos municípios estudados. Os coeficientes não apresentaram significância estatística, sugerindo que as receitas de recursos não alteram o esforço fiscal nos municípios brasileiros.

Referências

ALESINA, A., TABELLINI, G. A positive theory of fiscal deficits and government debt. *The Review of Economic Studies*, v. 57, n. 3, p. 403-414, 1990. <https://doi.org/10.2307/2298021>

ARAÚJO, J. M., SIQUEIRA, R. B. Demanda por gastos públicos locais: evidências dos efeitos de ilusão fiscal no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 46, n. 1, p. 189-219, 2016. <https://doi.org/10.1590/0101-416146116jar>

ANP, Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Royalties**. Planilhas dos Meses Anteriores. 2021. <https://www.gov.br/anp/pt-br/assuntos/royalties-e-outras-participacoes/royalties>. Acesso em: 10 mar. 2021.

ANP, Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. **Painel dinâmico de produção de petróleo e gás natural**. 2021a. <http://www.anp.gov.br/exploracao-e-producao-de-oleo-e-gas/painel-dinamico-de-producao-de-petroleo-e-gas-natural>. Acesso em: 26 jul. 2021.

BARAGWANATH VOGEL, K. The Effect of Oil Windfalls on Corruption: Evidence from Brazil. Working Paper. **American Political Science Association**. PSA Preprints. 2020. <https://doi.org/10.33774/apsa-2020-wpt3g>

BARRO, R. J. On the Determination of the Public Debt. **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 5, p. 940-971, 1979. <https://doi.org/10.1086/260807>

BERSET, S., SCHELKER, M. Fiscal windfall curse. **European Economic Review**, v. 130, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2020.103592>

BHAVNANI, R. R., LUPU N. **Oil Windfalls and the Political Resource Curse: Evidence from a Natural Experiment in Brazil**. 2016. https://www.noamlupu.com/Bhavnani_Lupu_oil.pdf. Acesso em: 11 jul. 2021

BORGE, L. E., PARMER, P., TORVIK, R. Local natural resource curse? **Journal of Public Economics**, v. 131, p. 101-114, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.09.002>

BRACCO, E., LOCKWOOD, B., PORCELLI, F., REDOANO, M. Intergovernmental grants as signals and the alignment effect: Theory and evidence. **Journal of Public Economics**, v. 123, p. 78-91, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.11.007>

BRAMBOR, T. **Local Governance in Brazilian Municipalities: The Effects of Resource Royalties**. 2016. http://thomas.brambor.com/uploads/5/4/7/8/5478685/brambor_brazil_royalties.pdf. Acesso em: 11 jul. 2021.

CARNICELLI, L., POSTALI, F. A. S. Royalties do Petróleo e Emprego Público nos Municípios Brasileiros. **Estudos Econômicos**, v. 44, n.3, p. 469-495, 2014. <https://doi.org/10.1590/S0101-41612014000300002>

CASELLI, F., MICHAELS, G. Do oil windfalls improve living standards? Evidence from Brazil. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 5, n. 1, p. 208-238, 2013. <https://doi.org/10.1257/app.5.1.208>

COSSIO, F. A. B; CARVALHO, L. M. “Flypaper effect” e spillovers espaciais no Brasil: evidências de finanças públicas municipais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, p. 75-124, 2001. <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5064>. Acesso em: 05 jul. 2001.

COSTA, R. F. R., CASTELAR, L. I. M. O Impacto das Transferências Constitucionais sobre os Gastos dos Municípios Brasileiros. **Análise Econômica**, n. 64, p. 171-189, 2015. <https://seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/view/51004>. Acesso em: 05 jul. 2021.

DAHLBERG, M., MORK, E., RATTSO, J., ÅGREN, H. Using a discontinuous grant rule to identify the effect of grants on local taxes and spending. **Journal of Public Economics**, v. 92, p. 2320–2335, 2008. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.05.004>

EIA, US Energy Information Administration. **Petroleum & Other Liquids**. Washington, DC. 2021. <https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=PET&s=RWTC&f=A>. Acesso em: 26 jul. 2021.

FEIVESON, L. General revenue sharing and public sector unions. **Journal of Public Economics**, n. 125, p. 28–45, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.03.004>

HAMILTON, J. H. The flypaper effect and the deadweight loss from taxation. **Journal of Urban Economics**, v. 19, n.2, p. 148-155, 1986. [https://doi.org/10.1016/0094-1190\(86\)90036-7](https://doi.org/10.1016/0094-1190(86)90036-7)

HINES, J., THALER, R. Anomalies: The Flypaper Effect. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 217-226, 1995. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.217>

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Gestão do território**. Base de dados. 2014. <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/redes-e-fluxos-geograficos/15795-gestao-do-territorio.html?=&t=downloads>. Acesso em: 07 fev. 2021.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Geociências. Organização do território. Estrutura territorial. **Municípios defrontantes com o mar**. 2018. <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/24072-municipios-defrontantes-com-o-mar.html?=&t=o-que-e>. Acesso em: 07 fev. 2021.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Estatísticas Econômicas. Preços e custos. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor**. 2021. <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9258-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor.html?=&t=downloads>. Acesso em: 30 jun. 2021.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estimativas da População**. <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/estimapop/tabelas>. 2021a. Acesso em: 10 mar. 2021.

IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **A polêmica mudança na partilha das receitas petrolíferas**. Texto para Discussão nº 2566. 2020. https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=35824. Acesso em: 28 jan. 2021.

JAMES, A. US State Fiscal Policy and Natural Resources. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 7, n. 3., p. 238-57, 2015. <https://doi.org/10.1257/pol.20130211>

LINHARES, F. C., SIMONASSI, A. G., NOJOSA, G. M. A Dinâmica do Equilíbrio Financeiro Municipal e a Lei de Responsabilidade Fiscal. **Economia**, v.13, n.3b, p.735–758, 2012. http://www.anpec.org.br/revista/vol13/vol13n3bp735_758.pdf. Acesso em: 18 ago. 2021.

MATTOS, E., ROCHA, F., ARVATE, P. Flypaper effect revisited: evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities **Estudos Econômicos**, v. 41, n. 2, 2011. <https://doi.org/10.1590/S0101-41612011000200002>

MAWEJJE, J. Natural resources governance and tax revenue mobilization in sub saharan Africa: The role of EITI. **Resources Policy**, v. 62, p. 176-183, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.04.001>

ME, Ministério da Economia. **PDET - Programa de Disseminação das Estatísticas do Trabalho**. 2021. <http://pdet.mte.gov.br/aceso-online-as-bases-de-dados>. Acesso em: 07 jul. 2021.

MELLO, G. R., SLOMSKI, V. O Endividamento dos Estados Brasileiros: verificação da situação utilizando a Análise Multivariada de Dados. **Contabilidade Vista e Revista**, v. 19, n. 1, p. 11-35, 2008.

MENDES, M. Capture of fiscal transfers: a study of brazilian local governments. **Economia Aplicada**, v. 9, n.3, p. 427-444, 2005. <https://doi.org/10.1590/S1413-80502005000300005>

MONTEIRO, J., FERRAZ, C. **Does oil make leaders unaccountable? Evidence from Brazil's offshore oil boom.** Rio de Janeiro. 56 p. 2012. parisschoolofeconomics.eu/docs/ydepot/semin/texte1213/CLA2012DOE.pdf. Acesso em: 20 jan. 2021.

NOJOSA, G. M., LINHARES, F. C. Variabilidade do Efeito Flypaper e Força Política: uma análise para os municípios brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 48, n. 3, p. 137-164, 2018. <https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1751>. Acesso em: 20 mar. 2021.

OLIVEIRA, R. L., ALONSO, M. L. Fueling development? Assessing the impact of oil and soybean wealth on municipalities in Brazil. **The Extractive Industries and Society**, v. 4, n. 3, p. 576-585, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.exis.2017.06.001>

OYARZO, M., PAREDES, D. Revisiting the link between resource windfalls and subnational crowding out for local mining economies in Chile. **Resources Policy**, v. 64, 2019. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101523>

POSTALI, F. A. S. Tax effort and oil royalties in the Brazilian municipalities. **Economia**, v. 16, n. 3, p. 395-405, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.econ.2015.08.001>

POSTALI, F. A. S., NISHIJIMA, M. Distribuição das Rendas do Petróleo e Indicadores de Desenvolvimento Municipal no Brasil nos Anos 2000. **Estudos Econômicos**, v. 41, n. 2, p. 463-485, 2011. <https://doi.org/10.1590/S0101-41612011000200010>

RAVEH, O., TSUR, Y. Resource windfalls and public debt: A political economy perspective. **European Economic Review**, v. 123, 2020. <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2020.103371>.

REIS, D. A., SANTANA, J. R. Os efeitos da aplicação dos royalties petrolíferos sobre os investimentos públicos nos municípios brasileiros. **Revista de Administração Pública**, v. 49, n. 1, p. 91-117, 2015. <http://dx.doi.org/10.1590/0034-76121815>

SAKURAI, S. N. Efeitos assimétricos das transferências governamentais sobre os gastos públicos locais: evidências em painel para os municípios brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, p. 309-332, 2013.

SAKURAI, S. N. Superávit e déficit fiscal dos municípios brasileiros: uma aplicação do modelo de viés de seleção em painel. **Nova Economia**, v. 24, n. 3, 2014. <https://doi.org/10.1590/0103-6351/1505>

STN, Secretaria do Tesouro Nacional. **Finanças do Brasil – Dados contábeis dos municípios (FINBRA)**. 2021a <https://www.tesourotransparente.gov.br/publicacoes/finbra-dados-contabeis-dos-municipios-1989-a-2012/2012/26>. Acesso em: 10 mar. 2021.

STN, Secretaria do Tesouro Nacional. **Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (SINCOFI)**. 2021b https://siconfi.tesouro.gov.br/siconfi/pages/public/consulta_finbra/finbra_list.jsf. Acesso em: 10 mar. 2021.

STRUMPF, K. S. A predictive index for the flypaper effect. **Journal of Public Economics**, n. 69, p. 389–412, 1998. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(98\)00008-5](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(98)00008-5)

VAN DER PLOEG, F., POELHEKKE, S. The Impact of Natural Resources: Survey of Recent Quantitative Evidence, **The Journal of Development Studies**, v. 53, n.2, p. 205-216, 2017. <https://doi.org/10.1080/00220388.2016.1160069>

VEGH, C. A., VULETIN, G. Unsticking the flypaper effect in an uncertain world. **Journal of Public Economics**, v. 131, p. 142-155, 2015. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.09.001>

Indicação da Área escolhida: Macroeconomia Aplicada
Classificação JEL do trabalho: F14. F49. C32.

**EXCHANGE VARIATION AND NON-LINEAR EFFECT ON EXPORTS: A
SECTORAL ANALYSIS BY TECHNOLOGICAL INTENSITY**

**Matheus Pereira Ribeiro, Cláudio R. Foffano Vasconcelos, Claudio Eurico Seibert
Fernandes da Silva**

¹ – Phd student in the Postgraduate Program in Economics at Federal University of Juiz de Fora (PPGE), matheus.econ@gmail.com. <https://orcid.org/0000-0002-8708-9698>

² – Professor in the Postgraduate Program in Economics at Federal University of Juiz de Fora (PPGE), claudio.foffano@ufjf.edu.br. <https://orcid.org/0000-0003-4947-9895>.

³ – Phd student in the Postgraduate Program in Economics at Federal University of Juiz de Fora (PPGE), claudioseibertf@gmail.com. <https://orcid.org/0000-0002-1703-9687>

EXCHANGE VARIATION AND NON-LINEAR EFFECT ON EXPORTS: A SECTORAL ANALYSIS BY TECHNOLOGICAL INTENSITY

RESUMO

Ainda se configura um importante problema entender os efeitos de variações cambiais sobre as exportações principalmente em um contexto de regime de câmbio flutuante e alta competição no mercado internacional. Usualmente, a literatura empírica se fixa em um efeito linear, mas estudos recentes apontam em direção a um efeito assimétrico cambial justificado por custos afundados, medo de variações, custos de menu, necessidade de presença no mercado internacional dentre outros. Sendo assim, o presente estudo teve como objetivo avaliar o efeito assimétrico dessas variações da taxa de câmbio sobre as exportações setoriais brasileiras para os Estados Unidos, de 1999 a 2020. Contribui-se a literatura ao avaliar estes impactos observando a intensidade tecnológica dos setores analisados. O estudo aplicou o modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuída Não Linear (NARDL) para cerca de 700 setores da economia brasileira, avaliando também a estacionariedade e autocorrelação serial como medida de robustez. Os resultados mostraram que existe uma relação de longo prazo entre as exportações de determinados setores, a receita externa e a taxa de câmbio. Além disso, observou-se que as variações cambiais têm um efeito assimétrico sobre as exportações, que pode ser positivo ou negativo, dependendo do setor, mas que o efeito é principalmente assimétrico. Por fim, na maioria dos casos de assimetria, as desvalorizações cambiais afetam positivamente as exportações, independentemente da intensidade tecnológica dos setores. Observou-se também que quando há assimetria negativa (positiva), as valorizações (desvalorizações) tendem a beneficiar determinado setor e que setores maiores e com maior intensidade tecnológica tendem a se beneficiar da apreciação cambial.

Palavras-chave: Exportações. Taxa de câmbio. NARDL.

ABSTRACT

There is still an important problem to understand the effects of exchange rate variations on exports, especially in a context of a floating exchange rate regime and high competition in the international market. Usually, the empirical literature settles on a linear effect, but recent studies point towards an asymmetric exchange effect justified by sunken costs, fear of variations, menu costs, need to be present in the international market, among others. Therefore, this study aimed to evaluate the asymmetric effect of exchange rate variations on Brazilian sectorial exports to the United States, from 1999 to 2020. We applied the Nonlinear Distributed Lag Autoregressive (NARDL) model to around 700 sectors of the Brazilian economy, also evaluating stationarity and serial autocorrelation as a measure of robustness. The inherent results that there is a long-term relationship between exports from certain sectors, a foreign revenue and an exchange rate. Furthermore, it is observed that exchange rate variations have an asymmetric effect on exports, which can be positive or negative, depending on the sector, but that the effect is mainly asymmetric. Finally, in most cases of asymmetry, currency devaluations positively affect exports, regardless of the technological intensity of the sectors. It was also observed that when there is negative (positive) asymmetry, the valuations (devaluations) tend to benefit a certain sector and that larger groups with greater technological intensity tend to benefit from exchange rate appreciation.

Key Words: Exports. Exchange rate. NARDL.

1 INTRODUÇÃO

In a floating exchange rate regime and fierce competition in international trade, it is still important to study the effects of the exchange rate on the flow of international trade, as observed in the literature (see Baldwin 1990; Reinhart 2002; Verheyen 2013; Bahmani-Oskooe et al. 2017; Lourenço and Vasconcelos 2019; Wahab et al. 2020; among others).

The empirical literature, in practice, was based on the linear effect of the exchange rate on the components of the Trade Balance. However, as noted by Shin et al. (2014), asymmetry is endemic in human behavior. In particular, these authors argued that the assumption of linearity in the adjustment of macroeconomic variables may be insufficiently rich and overly restrictive. Thus, the asymmetry of the exchange rate effect on the flow of trade gained considerable impetus to be modeled in the international trade literature (see Cheung and Sengupta 2012; Verheyen 2013; Arize et al. 2017; Shekhawat 2018; Lourenço and Vasconcelos 2019; Wahab et al. 2020; among others).

However, this discussion has barely touched upon its relationship with the technological intensity of the sectors. Lall (2000) has already pointed out that the slow change of the structure of exports has implications for growth and development, which shows the importance of studying by sector given its technological intensity. Consequently, it is hypothesized that the exchange rate has different effects on sectors, depending on their technological intensity. In fact, Colacelli (2009) had already shown that the real exchange rate (RER) has a more intense effect on differentiated goods than on homogeneous goods. Cimolli et al. (2013) justifies this fact because the devaluation makes exports more competitive in the production of goods, in which the difference in productivity is greater.

We contribute to this debate by analyzing, in the long run, the asymmetric effect of the exchange rate on exports. We also examine how this result differs due to the technological intensity of the sectors, which configures a gap in the literature. Therefore, we apply the NARDL methodology to bilateral exports from Brazil to the United States in 700 sectors, observing their inherent technological intensity, from 1999 to 2020. In fact, when disaggregating exports by sector, several patterns emerged. We note that asymmetry is the most frequent result. We also observe that when there is negative (positive) asymmetry, valuations (devaluations) tend to benefit a certain sector. We also found that larger sectors with greater technological intensity tend to benefit from exchange rate appreciation.

The rest of this paper is structured as follows. The second section reviews the literature and describes the empirical framework. The third section details the methodology and the data source. The fourth section gives the results. The last section will include our final considerations of the work.

2 LITERATURE REVIEW

The study of export demand equations is widely disseminated in the international trade literature. In a simplified way, the relationship between the exchange rate and the components of the trade balance, such as exports, is based on the elasticity model (Bickerdike 1920; Marshall 1923; Lerner 1944; Robinson 1947; Metzler 1948). This model predicts that currency devaluations are associated with an increase in domestic supply. Consequently, appreciation (depreciation) makes exports more expensive.

In the opposite direction to the linear effect of the exchange rate, discussions about the asymmetry of this effect (i.e., cases in which the effect of devaluations or valuations is different) have been growing in the literature. As Shin et al. (2014) accused, it is obvious that these nonlinearities are endemic in human behavior; that is, economic agents have different responses

to variations in the same variable. Specifically in relation to the exchange rate, there are several channels that can explain the asymmetries.

This phenomenon was justified for several reasons. The first is sunk costs in which, due to large initial investments, exporters do not react to the exchange rate (Baldwin 1990). The second is the fear of exchange rate fluctuation because exporters believe that governments have made devaluations temporary, behaving differently when compared to valuations (Calvo and Reinhart 2002).

Exchange rate asymmetry is also justified because exporters probably do not adjust prices to each change in the exchange rate. Instead, they incorporate these variations into profits so as not to incur losses in international market share. Thus, it is possible that there is a band of inaction, where exporters do not react to exchange rate fluctuations (Verheyen 2012, 2013). If exporters are trying to increase their market share, then they can absorb some of the valuations into their profit margins. However, in the face of devaluations, demand may increase, depending on capacity constraints (Verheyen 2013).

Cheung and Sengupta (2012) studied the effects of the RER on the share of Indian companies' exports in the non-financial sector in the period 2000–2010. They found that there is a negative relationship between valuation and exchange volatility in exports. They also found an asymmetric effect, in which exports react more to appreciations than to depreciations.

Cimolli et al. (2013) tested the hypothesis that the RER leads to an increase in diversification, which favors sectors of greater technological intensity. The authors analyzed how the exchange rate affects the diversification and structure of exports. They found signs that exchange devaluation tends to increase the participation of more technology-intensive sectors. The authors used the dynamic panel methodology for 111 countries in the period 1965–2005.

Verheyen (2013) studied the asymmetries of the exchange rate effect on bilateral US exports to 12 Economic and Monetary Union (EMU) countries from 1988–2012. The results suggested that linearities are restrictive. In particular, they showed that exports respond more intensively to depreciations than to appreciations. Analyzing the relationship between exchange rate movements and Indian export demand, from 1993–2013, Mathur and Shekhawat (2018) showed that exports reacted more intensively to appreciations than to depreciations. The authors used the approach that was developed by Verheyen (2013).

When evaluating the relationship between the exchange rate, and exports and imports in eight countries (i.e., China, Israel, Korea, Malaysia, Pakistan, Philippines, Russia, and Singapore) from 1980–2013, Arize et al. (2017) sought to understand the importance of the asymmetric effects of the exchange rate (appreciation and devaluation) on exports and imports. The authors used the NARDL approach and their results showed that the short and long-term evidence pointed to the existence of asymmetries in valuations and devaluations. Khachatryan and Grigoryan (2020) evaluated the relationship between the RER and Armenia's exports from 2001–2019. The authors found that there is a positive relationship between devaluations and exports, and that prolonged overvaluations may have caused a deterioration in the external competitiveness of the Armenian economy. Wahab et al. (2020) studied the trade war between China and the US by evaluating the effect of devaluations on the trade balance between the two countries, from 2011–2018, using the NARDL approach. Their results show that devaluations of the Chinese currency had a positive effect on China's trade balance (valuations were not significant) and that competitiveness mattered more.

When analyzing the sectors by technological intensity, Melitz and Ottaviano (2008), and Berman et al. (2012) showed that high-productivity firms, with low elasticity of demand, increased export volumes in response to exchange rate devaluations. Meanwhile, Chatterjee et al. (2013) showed that high-productivity companies responded to currency devaluations by increasing product diversification and prices.

For the Brazilian case, several studies have analyzed the asymmetries of the exchange rate effect. Kannebley Jr. (2008) used a linear cointegration model to assess the possibility of hysteresis in Brazilian exports between 1985–2003. He noted that exports behave in a non-linear way in the long run. However, his specification only allowed for short-term analyzes. Gouvêa and Schettini (2011) assessed whether there was an asymmetric pattern of Brazilian imports, from 1996–2010, in a Markov-Switching (MS) structure, which was confirmed. However, the exchange rate effect was low. Schettini et al. (2012) also used a MS structure approach and showed that a change in cointegration occurred between 1995–2009. However, they did not find a significant relationship between the components of trade and the exchange rate.

De Prince and Kannebley Jr. (2013) evaluated the hypothesis of hysteresis in Brazilian imports. Through cointegration procedures, they validated the hysteresis hypothesis for 17 of the 29 sectors analyzed from 1996–2008, mainly in sectors that traditionally have high sunk costs. Furthermore, Lourenço and Vasconcelos (2019), using the NARDL approach for Brazil's five largest trading partners from 1999–2015, noted that overvaluations fostered exports in both the short and long term. They noted that depreciation discouraged imports. However, these results varied between countries. The authors also found evidence towards the hysteresis hypothesis.

This review shows that there was an evolution in the sophistication of the analysis of the effects of the exchange rate on components of the trade balance in empirical works on international trade focused on the subject. There was also an increase in the importance of evaluating the asymmetries of the exchange rate effect. However, for the Brazilian case, there are still few empirical works that are concerned with the topic, even more so when considering the sectorial characteristics of these exports. This paper seeks to contribute to filling this gap.

3 IDENTIFICATION STRATEGY

We follow the methodology proposed by Verheyen (2013) and Shin et al. (2014). Shin et al. (2014) highlighted that, so far, little effort has been made to capture non-linear cointegration, despite the contributions of Park and Phillips (2001), Saikkonen and Choi (2004), Escribano et al. (2006) and Bae and de Jong (2007).

This model can provide clues as to whether appreciations or devaluations of the real against the dollar have a distinct effect on Brazilian sector exports to the United States. Thus, the model starts with a demand equation for standard exports, that is:

$$\begin{aligned} x_t &= \beta_0 + \eta(e_t + p_t^* - p_t) + \varepsilon y_t^* \\ x_t &= \beta_0 + \eta rer_t + \varepsilon y_t^* \end{aligned} \quad (1)$$

where x_t , e_t , p_t^* , p_t , y_t^* and rer_t are, respectively, the demand for exports, the nominal exchange rate, the external prices, the domestic prices, the external income, and the real exchange rate, all measured in the period t . ε (η) represents the income-elasticity (price) of demand for exports ($\varepsilon > 0$, $\eta > 0$). This is the structural model, without the presence of asymmetries, which are to be estimated.

According to Pesaran et al. (2001), the verification of the long-term relationship, cointegration, in an ARDL(p , q_1 , q_2) approach for the structural model of equation (1) can be represented by:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \alpha_0 x_{t-1} + \alpha_1 rer_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1}^* + \quad (2)$$

$$+ \sum_{s=1}^q \gamma_1 \Delta x_{t-s} + \sum_{s=0}^{q_1} \pi_1 \Delta rer_{t-s} + \sum_{s=0}^{q_2} \pi_2 \Delta y_{t-s}^* + u_t$$

The advantage of the ARDL(p, q_1, q_2) model, presented in eq. (2) is that it allows us to analyze the cointegration between the demand for exports and its determinants; that is, a long-term relationship.¹ The level-lagged components capture the long-term relationship of the model and the variables in difference, which are the short-term relationships arising from the error correction term.

The limits test is used to verify the cointegration between the model variables. The null hypothesis of the test proposed by Pesaran et al. (2001) is the absence of a long-term relationship between exports and other variables; that is, ($\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = 0$). Thus, if the calculated value is greater than the upper limit, then it implies cointegration. If it is less than the lower limit, then the absence of cointegration is inferred. However, it is not possible to draw conclusions if the test falls between the two limits. If this occurs, then there will be cointegration if the ECM coefficient is highly significant when compared to the critical values of Banerjee et al. (1998).

3.1 Nonlinearities

Note that equation (2) does not allow us to assess the asymmetries that possibly exist between the exchange rate and exports. To insert them, we extended, as suggested by Shin et al. (2014), by including the partial sum of positive and negative changes in the real exchange rate, as established by equation (2):

$$\begin{aligned} rer_t^+ &= \sum_{s=1}^t \Delta rer_s [\Delta rer_s > 0] \\ rer_t^- &= \sum_{s=1}^t \Delta rer_s [\Delta rer_s < 0] \end{aligned} \quad (3)$$

where $I[.]$ is a dichotomous variable that takes a value of 1 if the condition in the indicator function is met, and is 0 otherwise. Thus, rer_t^+ (rer_t^-) refers to devaluations (appreciations) in the real exchange rate.

In this way, it would be possible to capture the distinct effects on exports of devaluations and appreciations. Here, the effect of devaluations on exports is expected to be distinct from valuations, depending on the sectoral characteristics.

Therefore, the analysis of the impact of the non-linearity of the real exchange rate on exports consists of inserting equation (3) in place of the ARDL model exchange rate presented in equation (2). The real exchange rate is now analyzed separately for its valuations and depreciations. The NARDL(p, q_1, q_2, q_3) model is formalized as follows:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \alpha_0 x_{t-1} + \alpha_1 rer_{t-1}^- + \alpha_2 rer_{t-1}^+ + \alpha_3 y_{t-1}^* + \quad (4)$$

¹ One of the limitations of the approach proposed by Pesaran et al. (2001), as the authors themselves suggest in the conclusion of their study, is that it captures only one eq. of cointegration and, “Consequently, it is inappropriate in situations where there may be more than one level relationship” (Pesaran et al., 2001, p. 315).

$$\sum_{s=1}^p \gamma_1 \Delta x_{t-s} + \sum_{s=0}^{q_1} \pi_1 \Delta rer_{t-s}^- + \sum_{s=0}^{q_2} \pi_2 \Delta rer_{t-s}^+ + \sum_{s=0}^{q_3} \pi_3 \Delta y_{t-s}^* + u_t$$

Here, from eq. (4), the PSS boundary test has the null hypothesis $\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$. Note that currency asymmetries are tested, both in the short and in the long run, by evaluating the disaggregated exchange rate coefficients ($\alpha_1, \alpha_2, \pi_1$ e π_2) of equation (3).

It is worth noting that after the estimations, exchange asymmetries are classified by the magnitude of the coefficients of the disaggregated variable. We compare the coefficients of rer_t^+ and rer_t^- . If both variables are significant, then the Wald test is performed. If only one is significant, then asymmetry is proven. Table 1 describes the tests that we performed.

Table 1: Asymmetry analysis for a limit model

Significant	Not significant	Wald test	Asymmetry
$\alpha_2 (rer_{t-1}^+)$	$\alpha_1 (rer_{t-1}^-)$	-	Positive
$\alpha_1 (rer_{t-1}^-)$	$\alpha_2 (rer_{t-1}^+)$	-	Negative
Both (α_1, α_2)	-	$H_0: \alpha_2 = \alpha_1$	Positive if $ \alpha_2 > \alpha_1 $ Negative if $ \alpha_2 < \alpha_1 $ Symmetric if H_0 is sustained

Source: Lourenço and Vasconcelos (2019).

3.2 Source and processing of data

We extract 1227 sectoral exports of four digits of the Harmonized System (HS). However, initially, the sectors were filtered, comprising only those that exported at least half of the analyzed months (130 months). After this initial filter, the sample comprised 700 sectors from the Comex Stat platform, of the Brazilian Ministry of Economy (2020).

The classification proposed by Lall (2000) was used to analyze the technological intensity of these sectors. The author classified the sectors into five categories, namely primary products (PP), resource-based manufactured products (RB), low technology (LT), medium technology (MT) and high technology (HT). Although restrictive, the 700 selected sectors represent around 98% of Brazil's total bilateral exports to the United States in the period.

We use the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) total industry production series (2021) as a proxy for US income. The nominal exchange rate was also obtained from the Federal Reserve (FED 2020), while domestic and foreign prices were collected from the International Monetary Fund (IMF; 2020). Thus, the bilateral real exchange rate between Brazil and the United States was calculated as follows: $rer = EP^*/P$, where E is the nominal exchange rate and P (P^*) is the consumer price index for the Brazilian (US) economy.

The period analyzed runs from January 1999 to June 2020; thus, the series has 258 monthly observations. The choice of 1999 as the initial period is justified because Brazil at this time had adopted the floating exchange rate regime, having abandoned the fixed exchange rate regime. It is noteworthy that all data were deflated to 2015 prices using the Consumer Price Index obtained from the IMF (2020) and seasonally adjusted by the STL Method (Robert et al. 1990).

4 RESULTS AND DISCUSSION

Initially, we evaluated the presence of unit roots of the analyzed series, the real bilateral real-dollar exchange rate, US income, and exports from Brazil to the US of the 700 sectors. The explanatory variables of the export demand model, given by eq.(4), exchange and income, proved to be stationary until the first difference. All sectorial export series also followed this pattern by the Dickey-Fuller Augmented (ADF), Phillips-Perron (PP) and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) tests, simultaneously.

In the single-equation approach proposed by Pesaran et al. (2001), the variables can be $I(0)$ or $I(1)$, otherwise F statistics cannot be trusted to determine the long-term relationship between exports and their determinants. Thus, the NARDL methodology is adequate for these 700 export demand equations.

We then analyze the number of lags of variables in the NARDL model of the 700 sectors, based on the Akaike Information Criterion (AIC). The lags for each of the variables (export from a certain sector, depreciation, appreciation, and US income) varied according to the minimization of this selection criterion.²

We validated the models by evaluating the presence of serial autocorrelation using the Ljung–Box test. The presence of serial autocorrelation was observed in 46 of the 700 equations that we analyzed. We capture the existence of a long-term relationship with the explanatory variables, as conducted by Verheyen (2013), in 358 sectors (51% of the sample) of the 654 remaining sectorial exports. By evaluating the sectors by their technological intensity, according to the classification of Lall (2000), we noted that around 42%, 49%, 55%, 52% and 44% of the high technology (HT), medium technology sectors (MT), low technology (LT), resource-based manufactures (RB) and primary products (PP), respectively, have a long-term relationship with the model variables.

For most sectors, regardless of technological intensity, there is a long-term structural relationship between the demand for exports and its determinants. It is clear here that the classification of the sector by technological intensity matters because the weight of the sectors, which have a long-term relationship in the relative sectoral participation in total exports, decreases, of the high technology sector, followed by for primary products, medium technology for the other classifications. A summary of these results can be seen in Table 2. The results can be seen in more detail in Table 4 in Appendix A. It should be noted that this table is a summary of the 700 estimates that we made.

Of those cases in which there was cointegration, we used the Wald test and rejected the hypothesis of symmetry of the exchange rate effect in 210 sectors. In this case, there is a greater frequency of the asymmetric effect of the exchange rate on sectorial exports, regardless of technological intensity. However, symmetry is more frequent in sectors with high technological content. If we analyze more closely, negative (positive) asymmetry was observed in 51% (49%) of the sectors where there is asymmetry or 107 (103) sectors. In other words, we inferred that in periods of appreciation, the effect of the exchange rate on exports is more intense in most cases where there is an asymmetric effect of the exchange rate on exports.

Table 2: Summary of results on cointegration and asymmetry

I. T.	Part.	Qtd.	Cointegrated			Positive			Negative		
			Qtd.	%	Part.	Qtd.	%	Part.	qtd.	%	Part.
HT	13.93%	55	23	41.82%	71.15%	3	13.04%	0.09%	8	34.78%	9.88%
MT	29.30%	173	85	49.13%	48.92%	24	28.24%	9.52%	17	20.00%	14.22%
LT	8.48%	158	87	55.06%	33.81%	30	34.48%	3.94%	24	27.59%	9.19%
RB	19.48%	136	71	52.21%	27.94%	20	28.17%	11.01%	24	33.80%	8.30%

² We omitted the results of the stationarity, lags and cointegration analysis because of their length.

PP	18.52%	82	36	43.90%	61.35%	9	25.00%	8.28%	16	44.44%	7.40%
OU	9.13%	96	56	58.33%	38.44%	17	30.36%	1.33%	18	32.14%	29.52%
Total	98.82%	700	358	51.14%	47.98%	103	28.77%	7.02%	107	29.89%	12.14%

Source: search results.

Note: I. T.: Sectoral Technological Intensity. High-Tech (HT), Medium Tech (MT), Low Tech (LT), Resource-Based Manufactures (RB), Primary Products (PP) and Unclassified (OU).³

Regarding technological intensity, we observe that about 13% of the 23 high-tech sectors with a cointegration ratio, 28% of the 85 medium technology, 34% of the 87 low technology, 28% of the 71 resource-based manufactures and 25% of the 36 on primary products had a positive asymmetric effect of the exchange rate on exports. In this case, we verified that the high technology sector has the smallest percentage of sub-sectors with this behavior. This indicates that the RER effect is more intense in periods of exchange devaluation than in periods of exchange appreciation. In turn, in 35%, 20%, 28%, 34% and 44% of the sectors of high technology, medium technology, low technology, resource-based manufactures and primary products, respectively, we observe that the effect of the rate of exchange rate on exports is more intense in periods of exchange appreciation. The negative asymmetry of the exchange rate is only not more common in the medium technology and low technology sectors. Nevertheless, sectors with negative asymmetry have a greater share in total exports compared to sectors with positive asymmetry, except for manufacturing sectors based on natural resources and primary products.

Assessing the direction of the effect of the exchange rate on exports in different sectors, it was observed that in 66 of the 107 cases where there was negative asymmetry, the effect of an exchange rate appreciation tends to benefit a certain sector. This shows that in the long run, regardless of technological intensity, exchange rate appreciations have a positive effect on these sectors. This result is in line with the results found by Amiti et al. (2014), in which currency valuations are positively associated with exports because large exporters are large importers and, therefore, an appreciation can reduce production costs. These sectors have a relative importance in the sectorial participation due to technological intensity, considering sectors with negative asymmetry, except for medium technology sectors. A summary of these results is given in Table 3. They are also further detailed in Appendix A in Table 4.

We observe that in 87.38% of the cases in which there is a positive asymmetry of the exchange rate, in the long run, devaluations lead to an increase in exports. This occurs in about 67%, 92%, 87%, 90% 78% of the sectors that had positive asymmetry of high, low and medium technology, resource-based manufactures and primary products, respectively. In the rest, we verified that the increase in exports is associated with appreciation of the real exchange rate. Thus, in most of these cases, it seems that we can validate the hypothesis that currency devaluations will make the exported content cheaper, making it more competitive in the long run. This observation is valid in periods of exchange devaluations, both for dynamic sectors with a high technological content and for less sophisticated sectors. Thus, the discussions about “Dutch disease” that is widely debated by Bresser-Pereira (2013) do not seem to be valid here.

³ We obtained the sectoral representation percentages (%) by filters. For example, 41.82% of the 55 high technology (HT) sectors (23 sectors) showed co-integration. In turn, 13.04% of these 23 sectors (3) present positive asymmetry. Thus, 52% have a symmetry relationship. In turn, these 55 sectors had 13.93% in the share of total exports. Still, the HT sectors with co-integration represent 71.15% of the participation of these sectors, or 9.91% of the total participation in exports. Furthermore, HT sectors with positive exchange rate asymmetry represent 0.09% of the share of these sectors or 0.01% of total exports.

Finally, it is worth describing the cases in which a non-linear exchange rate effect was not observed. Of the 148 cases in which cointegration was observed, only 69 showed a significant long-term effect of the exchange rate on exports. Of these sectors, exports from 51 of them have a positive relationship with currency devaluations. Most cases are in the low-medium-high technology sectors (28). This shows that the discussions by Cimolli et al. (2013), Colacelli (2009), Goya (2020) and Missio and Jayme Jr. (2012) are valid, in which a currency devaluation benefits sectors with higher technological content, offsetting the low competitiveness in terms of quality and sophistication or encouraging investments in R&D. In other cases, either an asymmetric phenomenon is not observed or the decomposed components of the exchange rate are not significant.

Table 3: Summary of results regarding the direction of the exchange rate effect when positive asymmetry, negative asymmetry, or linearity

I. T.	Positive			Negative			Simmetric	
	$\alpha_2 > 0$	%	Part.	$\alpha_1 > 0$	%	Part.	$\alpha_1 > 1; \alpha_2 > 0$	Part.
HT	2	66.67%	0.08%	2	25.00%	1.6%	3	0.09%
MT	22	91.67%	9.26%	8	47.06%	13.4%	15	2.33%
LT	26	86.67%	3.66%	6	25.00%	2.0%	10	0.26%
RB	18	90.00%	10.56%	9	37.50%	5.9%	14	1.05%
PP	7	77.78%	1.75%	10	62.50%	1.6%	8	0.15%
OU	15	88.24%	1.02%	6	33.33%	24.5%	1	0.00%
Total	90	87.38%	5.58%	41	38.32%	8.1%	51	3.88%

Source: search results.

Note: I. T.: Sectoral Technological Intensity. High-Tech (HT), Medium Tech (MT), Low Tech (LT), Resource-Based Manufactures (RB), Primary Products (PP) and Unclassified (OU).⁴

Some patterns that we found deserve to be highlighted and emphasized. The first is that there will be losers and winners in the face of exchange rate variations, and that this phenomenon can have long-term effects. In addition, large sectors seem to benefit from currency valuations, while small sectors have more intense and positive effects against exchange rate depreciation. Finally, while most of the high-tech sub-sectors have negative asymmetry, as well as resource-based on manufacturing and primary products, most of the medium-low-tech sub-sectors are more affected in periods of currency devaluation. These details provide evidence to support the hypothesis that exports are not linearly affected by the exchange rate. Thus, these characteristics must be considered by the monetary authority when there is a need to influence exchange rate variations.

5 FINAL CONSIDERATIONS

This work has contributed to a gap in the international trade literature; namely, to evaluate the asymmetric effects of the exchange rate on exports from Brazil to the United States, from 1999–2020, considering the technological intensity of production in the sectors over the long term. deadline. A non-linear approach was applied to construct the model, breaking down

⁴ The percentages refer to the sectors in which there was positive or negative asymmetry, as shown in Table. For example, we noted that in 67% (2) of the three HT sectors that had positive asymmetry currency devaluations have a positive effect on exports.

the exchange rate between periods of exchange devaluation and periods of exchange appreciation.

We observe that there is a long-term relationship between the model variables in most cases. In most of those cases where this relationship exists, we noticed an asymmetric effect of the exchange rate. However, the exchange rate proved to be an important determinant of sectoral exports in the long run, with a distinction between positive asymmetric, negative asymmetric, and symmetric effects.

In most cases, regardless of the technological intensity of the sector, a certain pattern was observed: when there is positive asymmetry, devaluations have a positive effect on sectorial exports and, in the case of negative asymmetry, appreciations are associated with an increase in exports. This result is in line with the fact that a devalued exchange rate makes exports cheaper or even, and these valuations can reduce production costs. However, negative asymmetry was more frequent, the sectors that suffer from this phenomenon are usually larger.

It is noteworthy that the summary of the results does not cover all of the details of the various results that we found in this study. Thus, for future work, we propose to examine the sectorial characteristics and their relationship with the results found here in more detail because they are too extensive to be included in this study.

Finally, our results have important policy implications. Contrary to a linear effect of the exchange rate on exports, we observed an asymmetric phenomenon in several sectors. In addition, several sectors needed valued exchange rates to improve their costs given their high demand for imports because they are larger sectors and with greater technological content. However, certain sectors benefit from moments of exchange devaluation due to increased competitiveness. This highlights the continued weakness of the Brazilian export sector vis-à-vis exchange rates. In this case, policy makers should balance the interests of large and small manufacturers, and dynamic sectors of low technology content.

6 BIBLIOGRAPHY

- AMITI, M.; ITSKHOKI, O.; KONINGS, J. Importers, exporters, and exchange rate disconnect. **American Economic Review**, v. 104, p. 1942-1978, 2014.
- ARIZE, A. C.; MALINDRETOS, J.; IGWE, E. U. Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach. **International Review of Economics & Finance**, v. 49, p. 313-326, 2017.
- BAE, Y.; DE JONG, R. M. Money demand function estimation by nonlinear cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 22, p. 767-793, 2007.
- BAHMANI-OSKOOE, M.; AFTAB, M. On the asymmetric effects of exchange rate volatility on trade flows: New evidence from US-Malaysia trade at the industry level. **Economic Modelling**, v. 63, p. 6-103, 2017.
- BALDWIN, R. Hysteresis in Trade. In: Franz W (ed) Hysteresis Effects in Economic Models, Studies in **Empirical Economics**, Physica-Verlag HD, p.19-34, 1990.
- BANERJE, A.; DOLADO, J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. **Journal of time series analysis**, v. 19, p. 267-283, 1998.
- BERMAN, N.; MARTIN, P.; MAYER, T. How do different exporters react to exchange rate changes? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 127, p. 437-492, 2012.
- BICKERDIKE, C. F. The instability of foreign exchanges. **The Economic Journal**, v. 30, p. 118-122, 1920.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. The value of the exchange rate and the Dutch disease. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 33, p. 371-387, 2013.

- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **The Quarterly journal of economics**, v. 117, p. 379-408, 2002.
- CHATTERJEE, A.; DIX-CARNEIRO, R.; VICHYANOND, J. Multi-product firms and exchange rate fluctuations. **American Economic Journal: Economic Policy**, v. 5, p. 77-110, 2013.
- CHEUNG, Y. W.; SENGUPTA, R. Impact of exchange rate movements on exports: an analysis of Indian non-financial sector firms. **Journal of International Money and Finance**, v. 39, p. 231-245, 2013.
- COLACELLI, M. **Intensive and Extensive Margins of Exports and Real Exchange Rate**. working paper, Barnard College, Columbia University, Economics Department, 2009.
- DE PRINCE, D.; KANNEBLEY JR., S. Strong hysteresis in Brazilian imports: a panel cointegration approach. **Journal of Economic Studies**, v. 40, p. 528-548, 2013.
- ESCRIBANO, A.; SIPOLS, A. E.; APARICIO, F. Nonlinear cointegration and nonlinear error correction: Record counting cointegration tests. **Communications in Statistics-Simulation and Computation**, p. 35, v. 939-956, 2006.
- GOUVÊA, R. R.; SCHETTINI, B. P. **Estimativas econométricas para as importações agregadas com dados das contas nacionais trimestrais: 1996-2010**. working paper, IPEA, Brasília, 2011.
- GOYA, D. The exchange rate and export variety: A cross-country analysis with long panel estimators. **International Review of Economics & Finance**, v. 70, p. 649-665, 2020.
- International Monetary Fund (IMF). **Consumer Price Index (CPI)**. available at: <https://www.federalreserve.gov/releases/h10/hist/default.htm> (accessed 18 August 2020).
- KANNEBLEY Jr., S. Tests for the hysteresis hypothesis in Brazilian industrialized exports: a threshold cointegration analysis. **Economic Modelling**, v. 25, p. 171-190, 2008.
- KHACHATRYAN, G. A.; GRIGORYAN, A. Export Growth Dynamics and Real Exchange Rate: Evidence from Armenia. **International Economic Journal**, v. 34, p. 493-509, 2020.
- LALL, S. The Technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985-98. **Oxford development studies**, v. 28, p. 337-369, 2000.
- LERNER, A. P. **The economics of control: Principles of welfare economics**. The Macmillan Company, New York, NY, 1944.
- LOURENÇO, L. S.; VASCONCELOS, C. R. F. Impacts of exchange rate non-linearity on Brazilian foreign trade. **International Economics and Economic Policy**, v. 16, p. 679-699, 2019.
- MARSHALL, A. **Money, credit and commerce**. Macmillan, London, 1923.
- MATHUR, S. K.; Shekhawat, A. Exchange rate nonlinearities in India's exports to the USA. **Studies in economics and finance**, v. 38, p. 1-12, 2018.
- MELITZ, M. J.; OTTAVIANO, G. I. P. Market size, trade, and productivity. **The review of economic studies**, v. 75, p. 295-316, 2008.
- METZLER, L. **A survey of contemporary economics**. Homewood, Richard Irwin, Illinois, 1948.
- MISSIO, F. J.; JAYME, F. G. Structural heterogeneity and endogeneity of elasticities on the balance of payments constrained growth model. In: SOUKIAZIS, E.; CERQUEIRA, P. A. (eds.) **Models of balance of payments constrained growth**, Palgrave Macmillan, London, 2012, pp.239-267.
- PARK, J. Y.; PHILLIPS, P. C. B. Nonlinear regressions with integrated time series. **Econometrica**, v. 69, p. 117-161, 2001.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, v. 16, p. 289-326, 2001.

ROBERT, C.; WILLIAM, C.; IRMA, T. STL: A seasonal-trend decomposition procedure based on loess. **Journal of official statistics**, v. 6, p. 3-73, 1990

Robinson, J. **Essays in the theory of employment**. Basil Blackwell, London, 1947.

SAIKKONEN, P.; CHOI, I. Cointegrating smooth transition regressions. **Economic Theory**, v. 20, p. 301-340, 2004.

SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; Gouvêa, R. R. Estimativas da função exportações brasileiras agregadas com dados das contas nacionais trimestrais, 1995-2009. **Economia Aplicada**, v. 16, p. 167-196, 2012.

SHIN, Y.; YU, B.; GRENEWOOD-NIMMO, M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: HORRACE, W. C.; SICKLES, R. C. (eds.) **Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Application**, 2014, pp.281–314

VERHEYEN, F. Bilateral exports from euro zone countries to the US—Does exchange rate variability play a role? **International Review of Economics & Finance**, v. 24, p. 97-108, 2012.

VERHEYEN, F. Exchange rate nonlinearities in EMU exports to the US. **Economic Modelling**, v. 32, p. 66-76, 2013.

WAHAB, S.; SAFI, A.; WAHAB, Z.; AMIN, M.; ZHANG, X; China–United States trade war: Does devaluation favors China? An application NARDL. **Journal of Public Affairs**, v. 1, p. 1-6, 2020.

Indicação da Área escolhida: Organização e Mercados
Classificação JEL do trabalho: L40, C40, K21

Factors associated with corporate antitrust fines in Brazil: an econometric analysis

Lucas Campio Pinha¹, Marcelo José Braga², Luiz Alberto Esteves³

¹ – Professor Adjunto da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro – Campus Três Rios

² – Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa

³ – Economista chefe do Banco do Nordeste. Ex - Economista chefe do CADE (2013-2016)

Factors associated with corporate antitrust fines in Brazil: an econometric analysis

RESUMO

O combate às condutas anticompetitivas é uma prioridade das autoridades antitruste ao redor do mundo e do CADE (Conselho Administrativo de Defesa Econômica) no Brasil. Uma questão importante neste cenário é como punir os acusados, uma vez que as penalidades podem auxiliar na dissuasão de novos casos e também interromper infrações já existentes. No Brasil, as multas são supostamente proporcionais à receita obtida, ao passo que os fatores agravantes listados na Lei nº 12.529/2011 devem ser considerados na definição da alíquota incidente. Porém, essas informações nem sempre estão disponíveis para o CADE, ao mesmo tempo em que os fatores agravantes não são determinísticos na definição da multa, sugerindo a existência de um componente aleatório que varia caso-a-caso e acusado-a-acusado. Uma análise econométrica dos principais fatores que explicam as multas anticompetitivas no Brasil torna-se fundamental neste contexto. Com base em uma base de dados composta por infrações antitruste no período de 2012-2020, o objetivo do presente artigo é analisar os fatores associados às multas antitruste para corporações no Brasil. O intuito é encontrar quais fatores estão significativamente relacionados às multas impostas pelo CADE, o que pode ajudar a prevenir infrações desta natureza pela elevação do medo da punição. As estimativas são obtidas por um modelo multinível e indicam que o número de incisos da Lei nº 12.529/2011 e a duração da infração são positivamente relacionados às multas aplicadas, assim como ser uma empresa normal (em comparação a ser outro tipo de corporação). O escopo do mercado afetado ser internacional e nacional também é significativo na explicação das multas. Os resultados fornecem informações importantes para o CADE, advogados, pesquisadores, servidores públicos da área, agências internacionais e interessados em geral, além de auxiliar na dissuasão de infrações antitruste.

Palavras-chave: antitruste, multas antitruste, CADE, autoridade antitruste, modelo multinível

ABSTRACT

Fighting antitrust conducts is a major concern of antitrust authorities around the world and CADE (Conselho Administrativo de Defesa Econômica – In Portuguese) in Brazil. A key issue in this context is how punishing offenders, since antitrust penalties can help the deterrence of new cases and also interrupt already existing infringements. In Brazil, fines are supposed to be proportional to the revenue obtained, while aggravating factors listed in Law nº 12.529/2011 must be considered to define the percentage of the revenue. However, these information are not always available to CADE, at the same time that the aggravating factors are not deterministic when affecting fines, which suggests the existence of a random component on the fine setting that varies from case-to-case and offender-to-offender. An econometric analysis of the factors associated to anticompetitive fines in Brazil becomes a fundamental task in this scenario. Based on a self-built database of antitrust cases in the period of 2012-2020, the objective of this paper is to analyze the factors related to corporate antitrust fines in Brazil. The idea is to find which aspects are significantly related to the fines imposed by CADE, which may help to deter possible infringements by increasing the fear of the misconduct. Estimates are obtained by a multilevel model and indicate that the number of subsections of Law nº 12.529/11 and the duration of the infringement are positively related to the level of fines, so as being an ordinary company (in comparison of being another type of corporation). The market scope at international and national levels are also significant in explaining monetary penalties. Results provide useful information for CADE, corporations' lawyers, researchers, policy makers, international antitrust agencies and interested people in general, and help to increase the deterrence of antitrust cases.

Key Words: antitrust, antitrust fines, CADE, antitrust authority, multilevel model

1. Introduction

Anticompetitive conducts are fairly common in many markets. Microeconomics models show us that competition tends to lead to optimal allocation of resources, at the same time that promotes lower prices, great variety of products, innovations, among other advantages. However, firms may intentionally engage in practices that reduce competition, and fighting these practices is a major objective of antitrust laws adopted by nations¹.

The most known antitrust infringement is possibly horizontal collusive agreements, defined by Harrington (2017) as the coordination of firms in a market to achieve supracompetitive outcomes (price-fixing, bid-rigging, market division, and so forth). Other anticompetitive conducts include the following: exclusionary practices (actions taken by firms in dominant positions to decrease competition); vertical restraints (agreements among agents in distinct levels of the value chain); influence of uniform conduct by unions and associations; among other possible conducts, including the ones that emerged in digital economies and platforms. The commonality among these practices is the objective to restrict or eliminate current/future competition, which is related to current/future supracompetitive profits. These inflated gains occur in detriment of consumers, who face increased prices, lower quality, less variety of products, among other problems associated with market inefficiencies and antitrust violations.

Antitrust laws are usually more traditional in developed countries. The first modern competition laws in Canada and United States date from the end of the 19th century (Competition Act in 1889 and Sherman Act in 1890, respectively), but some anticompetitive rules and legislations in these countries can be observed even before. European countries also demonstrate anticompetitive enforcement since many centuries ago, and the emergence of European Union helped to develop an important organism to regulate antitrust issues in Europe, the European Commission. In developing countries, the fight against antitrust violations started to be effective in the 90s and 2000s, such as in BRICS nations (Brazil, Russia, India, China and South Africa), while some poor countries do not have antitrust laws and antitrust agencies until this moment.

In Brazil, the antitrust authority (Conselho Administrativo de Defesa Econômica - CADE, in Portuguese) started to focus on antitrust issues after 1994, when the Law nº 8.884/1994 was enacted to regulate the Brazilian Competition Defense System. However, in the 90s the major concern was related to mergers and acquisitions due the economic openness faced by Brazil in that period. The fight against anticompetitive conducts started effectively in the 2000s and have been improving over the years, which includes the following: upgrading of the Brazilian Leniency Program adopted in the year of 2000; public fight against gas station cartels; public fight against anticompetitive conducts in healthcare systems; punishment of international hardcore cartels; improvement of the legal and economic teams; enactment of Law nº 12.529/2011, which have been regulating the Brazilian Competition Defense System since 2012 until this moment; among other improvements. Further details on the history of antitrust enforcement in Brazil can be found in Todorov and Filho (2012).

An important aspect in this scenario is the punishment of anticompetitive conducts to avoid these practices. It is possible to consider that the effects of antitrust penalties are twofold:

¹ It is worth noting that little competition in a market is not an infringement *per se*.

the deterrence of new cases and the interruption of already existing cases. As highlighted by Spagnolo (2008), the *ex-ante* deterrence with the threat of sufficiently heavy expected sanctions is the most important objective, since it affects a large number of potential infringements at a lower social and individual cost. In sequence, penalizing the discovered infringements is also important in the sense of encouraging offenders to interrupt the misconduct.

Strictly speaking of monetary penalties, the literature on optimal criminal fines highlights some important aspects that must be considered. Regarding the deterrence effect, the literature on the economics of crime initiated by Becker (1968) points that criminals compare marginal benefits to the marginal costs when maximizing the utility function of committing a crime, while the probability of being detected and the expected penalties are important parts of the costs of the misconduct. In this sense, to avoid a great number of infringements optimal fines should be somehow related to this maximization process. Regarding the punishment of infringements that end-up occurring, Wils (2006) lists some issues that antitrust agencies should consider: the inability of offenders to pay; the social and economic costs of fines, that is, the consequences on the corporation structure (employees, stock market, investments, and so forth); the proportionality of fines to the illegal gains. It is worth noting that the objective is to punish offenders to discourage the infringement continuity, and not to bankrupt the corporation, which would cause a market concentration that could be even worst in the future. For instance, in a market with two firms that collude if one goes bankrupt the other becomes a monopolist (everything else constant), which is the worst scenario for market concentration.

In this context, it is essential to understand which factors are associated to the level of fines imposed to the violator. Despite the guidelines provided by antitrust agencies, such as European Commission (2011) and United States Sentencing Commission (2020), penalizing antitrust conducts is not an exact science. In United States, for example, plea deals are very common, which brings subjective aspects to the penalty. In Brazil, fines are supposed to be proportional to the revenue obtained, but this information is not always available to CADE (further details on the antitrust fines in Brazil are presented in the next Section). An econometric analysis of the main factors that explain anticompetitive fines becomes a fundamental task in this context.

The objective of this paper is to analyze the factors associated to corporate antitrust fines in Brazil. Since the rules for individuals are distinct, the focus is on corporations that participated in anticompetitive conducts. We rely on a self-built database that contains all antitrust cases after the implementation of Law nº 12.529/2011 where at least one corporation was punished regularly with monetary penalties. The idea is to find which aspects are significantly related to the fines imposed by CADE, which may help to deter possible infringements by increasing the fear of the misconduct, at the same time that it can provide useful information to CADE, corporations' lawyers, researchers, policy makers, international antitrust agencies and interested people in general.

This paper is in the line with the literature on statistical and econometric papers focused on antitrust sanctions. Seminal papers include Posner (1970) and Gallo et al. (1986) for United States, while more recent articles are Bolotova and Connor (2008), Connor and Miller (2009) and Connor and Miller (2013) for international cartels punished in United States and European Union. Two papers worth mentioning are Allain *et al.* (2015) and Jing *et al.* (2020), where authors analyze if actual fines in antitrust cases fit the theory of optimal sanctions in European Union and China, respectively. As far as we know, with exceptions to Jing *et al.* (2020), our paper is the first focusing on an emerging country, where antitrust enforcement became effective in the last decade of twentieth century (also, China and Brazil differ greatly regarding the economy, institutions, politics, industrialization, among many other aspects). In addition, literature makes use of statistics and regressions that do not control for group similarities, while

we apply a multilevel model, a robust technique that allows firms to present similar characteristics that are controlled by random coefficients.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 talks briefly about the legislation of corporate antitrust fines in Brazil. Section 3 contains the methodology used in the paper, while Section 4 presents the results and discussion. Conclusions are provided in Section 5 and the paper ends after references.

2. Corporate antitrust fines in Brazil

As previously mentioned, despite of former antitrust laws, the Law nº 8.884/94 in 1994 was the first one to establish the Brazilian System of Competition Policy, which was replaced by Law nº 12.529/11 that is in force from 2012 until now². Article 37 of Law nº 12.529/11 establishes the following penalties for antitrust offenders in Brazil³:

“Art. 37. A violation of the economic order subjects the ones responsible to the following penalties:

I - in the case of a company, a fine of one tenth percent (0.1%) to twenty percent (20%) of the gross sales of the company, group or conglomerate, in the last fiscal year before the establishment of the administrative proceeding, in the field of the business activity in which the violation occurred, which will never be less than the advantage obtained, when possible the estimation thereof;

II - in the case of other individuals or public or private legal entities, as well as any association of persons or de facto or de jure legal entities, even if temporary, incorporated or unincorporated, which do not perform business activity, not being possible to use the gross sales criteria, the fine will be between fifty thousand reais (R\$ 50,000.00) to two billion reais (R\$ 2,000,000,000.00);

III – if the administrator is directly or indirectly responsible for the violation, when negligence or willful misconduct is proven, a fine of one percent (1%) to twenty percent (20%) of that applied to the company, in the case set forth in Item I of the caput of this article, or to legal entities, in the cases set forth in item II of the caput of this article.

§ 1 - In case of recurrence, the fines shall be doubled;

§ 2 - In the calculation of the value of the fine referred to in item I of the caput of this article, Cade may consider the total turnover of the company or group of companies, when the value of sales in the field of business activity in which the violation occurred is not available, defined by Cade, or when it is incompletely presented and/or not clearly and credibly demonstrated.”

² The changes from Law nº 8.884/94 to Law nº 12.529/11 related to antitrust infringements are in the sense of reorganizing subsections, changing penalties ranges and establishing self-report policies that were already adopted (Brazilian Leniency Program and Cease and Desist Agreements). For this reason, we focus this Section on the current Law in Brazil.

³ Article 36 establishes the antitrust violations, but we omit due the size and number of subsections. In nineteen subsections, it defines horizontal agreements, influence of uniform conduct, abuse of dominant position, among other infringements.

Observe that Art. 37 establishes the range of penalties, but the proportion and the fine depend on the following criteria contained in Art. 45:

“Art. 45. In the application of the penalties set forth in this Law, the following shall be taken into consideration:

- I - the seriousness of the violation;
- II - the good faith of the transgressor;
- III - the advantage obtained or envisaged by the violator;
- IV – whether the violation was consummated or not;
- V - the degree of injury or threatened injury to free competition, the national economy, consumers, or third parties;
- VI - the negative economic effects produced in the market;
- VII - the economic status of the transgressor;
- VIII – any recurrence.”

In this context, we can conclude that penalties setting vary case-by-case and offender-by-offender. First, because the outcome that the fine proportion will affect (defined in Art. 37, paragraph I) can be distinct, and in some cases companies do not disclosure outcomes, which require another type of criteria used by CADE, such as a similar company, a similar case, or a penalty based on the reasonability. Second, because the aggravating factors listed in Art. 45 are subjective⁴. As better explained later in the paper, our dependent variable is the value of the penalty set for each firm, and covariates are related to this penalty or by influencing the firm revenue or by interfering on the aggravating factors, or both⁵.

Besides presenting the current legislation in Brazil, the discussion above is essential in our paper for the following reason: one could say that antitrust fines in Brazil are deterministic, thus an econometric analysis is meaningless. In this case, corporations would know *ex-ante* the fines setting, and our analysis would not be useful. This Section argues in favor of a randomness in antitrust fines decisions by CADE, therefore an econometric analysis to understand the factors associated to these penalties is valuable.

3. Methodology

3.1. The data

As mentioned in the previous Section, antitrust fines for companies in Brazil are primarily set based on the company's sales and the aggravating factors⁶. For other types of corporations (public and private legal entities) and when company's sales are not available, fines must respect the range of fifty thousand reais up to two billion reais, considering the aggravating factors. A challenge in our paper is that CADE do not disclosure market

⁴ CADE recently released a preliminary version of a guideline for cartel fines setting that suggests objective criteria for calculating penalties based on CADE previous decisions. However, this document is focused on cartels and has a suggestive character. Even with the goal of turning the fine setting more objective, possibly this guideline will not remove completely the subjectivity of decisions. The document in Portuguese can be accessed in CADE (2020).

⁵ Unfortunately, aggravating factors are not always listed, and we could not access firms' revenues due legal aspects.

⁶ When gross sales are not available, CADE may use another criterium, such as the percentage of fine for a similar company in the same case.

information when lawyers require for secrecy, which prevents access to important control variables of corporations. It occurred many times in the sample, thus we needed to find other ways to control for factors that influence monetary penalties imposed by CADE.

The dependent variable in our paper is the fine applied by CADE to each corporation. Control variables comprise corporation-level covariates and case-level covariates, all collected in the antitrust cases judge by CADE through the electronic system of information (in Portuguese, Sistema Eletrônico de Informações – SEI)⁷. As aforementioned, our sample consists of a self-built database that contains all antitrust cases judged after the implementation of Law n° 12.529/2011 where at least one corporation was punished regularly with monetary penalties, totalizing 597 corporations judged in 146 antitrust cases. The final date considered in the paper is December 2020. Table 1 below presents the variables information:

Table 1. Variables names and description

Name	Description
<i>Fines</i> (corporation-level)	Fines set by CADE to each corporation, in Reais and in values of December 2020*.
<i>Subsections</i> (corporation-level)	Number of subsections of Law n° 12.529/2011, or equivalent if the corporation was judged by Law n° 8.884/1994**.
<i>Company</i> (corporation-level)	Dummy variable with value one if the corporation is an ordinary company, zero otherwise (union, association, or another legal entity).
<i>Corporations</i> (case-level)	Number of corporations involved in the infringement.
<i>Duration</i> (case-level)	Duration of the infringement, in years.
<i>Leniency</i> (case-level)	Dummy variable with value one if there was at least one leniency agreement in the case, zero otherwise
<i>TCC</i> (case-level)	Dummy variable with value one if there was at least one Cease and Desist Agreements (in Portuguese, Termo de Compromisso de Cessação – TCC) in the case, zero otherwise.
<i>International</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the market affected by the infringement is international, zero otherwise.
<i>National</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the market affected by the infringement is national, zero otherwise.
<i>State</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the market affected by the infringement is state-level, zero otherwise.
<i>Year2020</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the case was judged in the year of 2020, zero otherwise.
<i>Year2019</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the case was judged in the year of 2019, zero otherwise.
<i>Year2018</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the case was judged in the year of 2018, zero otherwise.

⁷ The system can be accessed in the following link: https://sei.cade.gov.br/sei/controlador_externo.php?acao=usuario_externo_logar&id_orgao_acesso_externo=0

<i>Year2017</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the case was judged in the year of 2017, zero otherwise.
<i>Year2016</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the case was judged in the year of 2016, zero otherwise.
<i>Year2015</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the case was judged in the year of 2015, zero otherwise.
<i>Year2014</i> (case-level)	Dummy variable with value one if the case was judged in the year of 2014, zero otherwise.

*Note: Values are adjusted by the Brazilian basic interest rate, SELIC. This is the same procedure done by CADE to adjust monetary values.

**Note: Corporations may be judged by the former Law if the case was prosecuted before the new Law enactment and CADE considers more beneficial to the offender.

Source: Data collected by the authors.

Some further details on the data are worth noting. Corporations that applied for leniency or TCC agreements were excluded from the sample, since the logic of fines are distinct⁸, but they are included in the number of the variable “*corporations*”. Regarding the variable “*duration*”, the amount of years was defined based on CADE definition and/or case information. Lastly, our database consists of a cross-section of 597 corporations judged in distinct periods, where specific factors of time are controlled by year dummy variables.

3.2. Empirical model

In our paper, each condemned corporation corresponds to a unit of observation, and theses convictions are comprised in distinct antitrust cases. It is presumable that corporations convicted in the same case present similarities, i.e., there are common factors within group that probably help to explain the level of fines, and therefore must be considered in estimates. One could suggest including group dummies to capture these effects, but our sample contains 146 antitrust cases, so this strategy would harm the quality of estimates. We deal with this issue by estimating a multilevel model.

Multilevel models (or hierarchical models) are appropriated when data is organized hierarchically, that is, observations represent units that are clustered at different levels (GOLDSTEIN, 2011). According to Steenbergen & Jones (2002), the main advantage of multilevel models in comparison to ordinary regressions is precisely the possibility of considering a natural nesting of data. The variability among units is not explained only by unit level factors, as a regular regression, but also by group level characteristics. The classic example is analyzing students’ grades; certainly, there exist individual factors that help to explain the grades (as parents’ education, family wealth, dedication, and so forth), but it is true that schools characteristics are also important (as the teachers’ quality, school quality, among others factors). In our case, each condemned corporation is a unit that is clustered in antitrust cases.

These models consider unit level and group level factors through random coefficients, say intercept and/or slopes. A random intercept model adds a random component of group level to the unit level error term, that is, the intercept for the overall regression is fixed, but for each group the intercept varies according to a random component. For random slopes, the model

⁸ The Brazilian Leniency Program may provide full or partial amnesty of fines according to certain criteria, while TCC may provide partial amnesty. Further details on these programs can be accessed in CADE (2016a) and CADE (2016b), respectively.

allows for random components of cluster level associated to variables coefficients. The choice of which coefficients are random may depend on the research problem, statistical significance of the random components, Akaike and/or Bayesian information criterion, among other possibilities specific to each case.

Considering the discussion above, we estimate two models in this paper: an Ordinary Least Square (OLS) and a random intercept model. We opted for both to show the distinction between them and for robustness, but the focus is on the random intercept model. Moreover, models are estimated in a log-linear form, meaning that the variable *Fines* is in its natural logarithm and all other variables are in their natural form. This functional form was chosen because it provides percentage variations, which is more interesting than analyzing absolute variations in Brazilian currency. Coefficients in log-linear models express an approximated percentage variation on the dependent variable in its natural form in consequence of a unit variation in regressors, but the exact percentage variation is expressed by $100 * (e^{\beta_i} - 1)$, $i = 1, 2, \dots$. We provide both information on the results and discussion section. The OLS specification can be expressed as the following:

$$\ln(Fines)_i = \beta_0 + \beta_1 Subsections_i + \beta_2 Company_i + \beta_3 Corporations_i + \beta_4 Duration_i + \beta_5 Leniency_i + \beta_6 TCC_i + \beta_7 International_i + \beta_8 National_i + \beta_9 State_i + \beta_{10} Year2020_i + \beta_{11} Year2019_i + \beta_{12} Year2018_i + \beta_{13} Year2017_i + \beta_{14} Year16_i + \beta_{15} Year2015_i + \beta_{16} Year2014_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Where β_0 is the intercept, $\beta_1, \beta_2, \dots$ are variables coefficients and u_i is the error term for each condemned corporation of the sample, represented by i .

For the random intercept model, suppose that the intercept in (1) is specified as $\beta_0 = \gamma_{00} + \mu_{0j}$, where γ_{00} is the fixed overall intercept and μ_{0j} is the random component at the antitrust case level j , assumed independent, normally distributed with zero mean and constant variance. The random intercept model can be expressed as the following:

$$\ln(Fines)_{ij} = \gamma_{00} + \beta_1 Subsections_{ij} + \beta_2 Company_{ij} + \beta_3 Corporations_{ij} + \beta_4 Duration_{ij} + \beta_5 Leniency_{ij} + \beta_6 TCC_{ij} + \beta_7 International_{ij} + \beta_8 National_{ij} + \beta_9 State_{ij} + \beta_{10} Year2020_{ij} + \beta_{11} Year2019_{ij} + \beta_{12} Year2018_{ij} + \beta_{13} Year2017_{ij} + \beta_{14} Year16_{ij} + \beta_{15} Year2015_{ij} + \beta_{16} Year2014_{ij} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

In this model, intercepts are the same for corporations in the same antitrust cases but are distinct between different cases according to μ_{0j} . Defining the variance of μ_{0j} by τ^2 (between-group variance) and the variance of ε_{ij} by σ^2 (within-group variance), the proportion of total variance that is between-group can be expressed by the intraclass correlation coefficient (ρ), defined by the following:

$$\rho = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2} \quad (3)$$

This index is an important argument in favor (or not) of estimating multilevel models, since a high value of ρ indicates that a great amount of the variance of corporations' fines is related to antitrust cases characteristics, which is neglected in the OLS regression.

We estimate the random intercept model by maximum likelihood, pointed out by Snijders and Bosker (2012) as a major estimation method for estimating statistical parameters in random coefficients models. After performing a Breusch-Pagan test for heteroscedasticity on the OLS

regression we have strong evidence of heteroscedasticity of residuals, thus the OLS and random intercept model are estimated with robust estimations of variance-covariance matrix (further information is available on STATA USER'S GUIDE (2021)).

The expected signs of coefficients in (1) and (2) are presented in Table 2 below:

Table 2. Expected signs of coefficients and explanations.

Variables	Expected sign	Reason
<i>Subsections</i>	Positive	The number of subsections tends to be associated to the degree of severity and damage caused.
<i>Company</i>	Positive	Companies usually aim at obtaining profits and are market oriented, which is directly related to the damage caused. Other corporations can present other priorities (unions, associations, and so on).
<i>Corporations</i>	Positive	The greater the number of corporations involved in the infringement the higher tends to be the damage and the severity of misconduct.
<i>Duration</i>	Positive	Longer-lasting infringements usually impact harder the economy due the long period, reflecting on the damage caused.
<i>Leniency</i>	Positive	Leniency agreements requires the cooperation of applicants, which may help CADE to prosecute and prove a greater number of violations of the same infringement.
<i>TCC</i>	Positive	TCC agreements requires the cooperation of applicants, which may help CADE to prosecute and prove a greater number of violations of the same infringement.
<i>International</i>	Positive	In comparison to a municipal-level violation (all market-scope dummies zero), damage tends to be higher when the affected market is international.
<i>National</i>	Positive	In comparison to a municipal-level violation (all market-scope dummies zero), damage tends to be higher when the affected market is national.
<i>State</i>	Positive	In comparison to a municipal-level violation (all market-scope dummies zero), damage tends to be higher when the affected market is state-level.
<i>Years' dummies</i>	Non-applicable	These dummies are used to control for specific annual factors. There is no <i>ex-ante</i> expectation regarding signs.

4. Results and discussion

Beginning with some information on the sample, the Figure 1 below shows the number of cases and the number of convicted corporations in each year of the period considered in the paper.

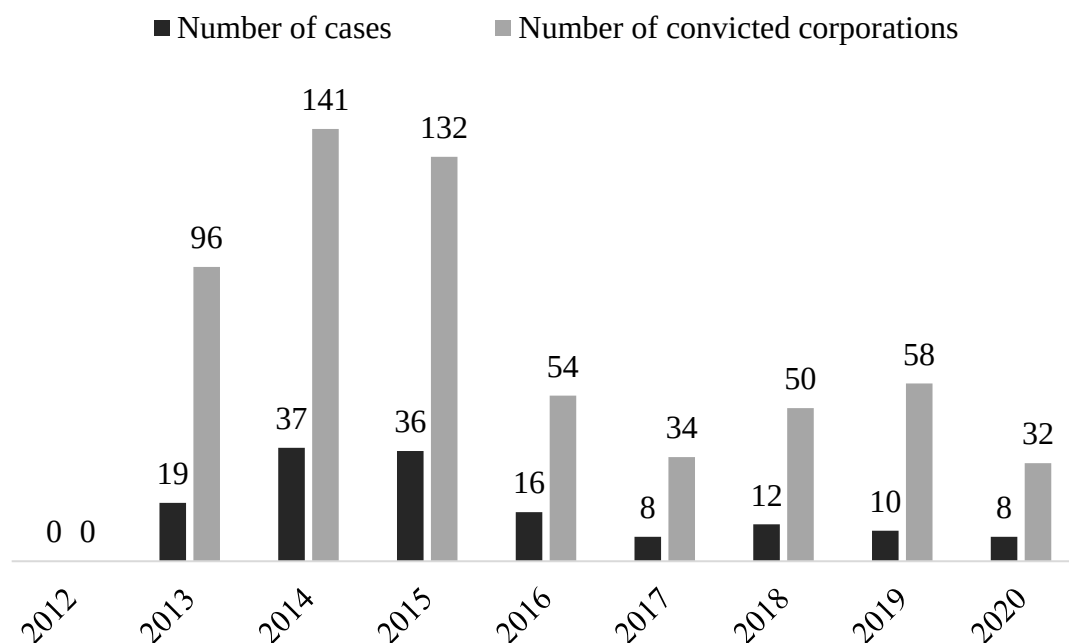


Figure 1. Number of cases and number of convictions of antitrust cases in Brazil, by year.

The Law nº 12.529/2011 is in force in Brazil since July 2012. Note that no antitrust case was condemned in 2012, but the number increased sharply for the next three years and then remained stable in a lower level from 2016 to 2020. We can presume that the fight against antitrust violations was encouraged and became more effective right after the Law. Regarding the stability since 2016, Harrington and Chang (2009) highlights that a major challenge when dealing with cartels (and we extend to most antitrust infringements) is that only the discovered cases are observable, thus we do not know the whole population of cases. It means that a low rate of condemnations can mean that the enforcement is not being effective in punishing, but also that the number of infringements is low. The latter is more plausible, that is, the Law nº 12.529/2011 improved the enforcement against antitrust offenses and on the mid-run and long-run we have fewer cases to be detected and condemned (deterrence effect). This deterrence effect in the long term is certified by Miller (2009) for effective innovations in fighting cartels.

The Table 3 below presents some descriptive statistics of the non-dummy variables.

Table 3. Descriptive statistics of ordinary (non-dummy) variables.

	Variables	Mean	Standard deviation	Min.	Max.
Corporation - level	<i>Fines (in Reais)</i>	14.327.437,48	122.063.099,03	5.866,28	2.745.929.130,14
	<i>Subsections</i>	3,94	1,75	2	10
Case-level	<i>Duration (in years)</i>	5,24	5,69	1	33
	<i>Corporations</i>	5,10	5,82	1	46

For the corporation-level variables (597 condemnations), the table above informs that, on average, corporations' activities were framed in approximately four subsections of Law nº

12.529/11, with a modest standard deviation. The fines' values show a high standard deviation, representing the variability of corporations and cases condemned. However, these values must be analyzed cautiously due the fact that fines were determined in distinct periods of time, and despite the adjustment to December 2020 there are unobserved factors that are not captured by simple descriptive statistics (but are on the main model). For the case-level variables (146 antitrust cases), cases lasted five years on average and involved approximately five corporations, on average.

For the corporation-level dummy variable "*Company*", almost 75% are ordinaries companies (value one), and the remainder are unions, associations, among other legal entities (value zero). For the other dummies, all at case-level, for "*TCC*" approximately 20% of the cases had at least one Cease and Desist Agreement, while for "*Leniency*" the value was almost 12% (at least one leniency agreement). Regarding the affected market, about 8% of the cases were international (value one in "*International*"), near 20% affected the national market (value one in "*National*"), approximately 31% affected the State (value on in "*State*") and the remainder was at the municipal level. Lastly, in relation to the year of condemnation, as can be observed in Figure 1 in absolute values, approximately 16% of corporations were condemned in 2013, 24% in 2014, 22% in 2015, 9% in 2016, 6% in 2017, 8% in 2018, 10% in 2019 and 5% in 20120.

Estimates are presented in Table 4 below.

Table 4. OLS and multilevel model estimates.

<i>Dependent variable: ln(Fines)</i>	OLS		Multilevel model (random intercept)	
	Coefficient	% change	Coefficient	% change
<i>Intercept</i>	11,61*** (0,33)	-	12,12*** (0,71)	-
<i>Subsections</i>	0,23*** (0,05)	25,39%	0,30** (0,12)	34,46%
<i>Duration</i>	0,05*** (0,01)	4,57%	0,05** (0,02)	4,57%
<i>Corporations</i>	0,00 (0,01)	0,23%	-0,02 (0,03)	-1,64%
<i>Company</i>	1,02*** (0,20)	178,56%	0,78*** (0,24)	118,41%
<i>Leniency</i>	-0,16 (0,50)	-14,76%	0,23 (0,70)	25,45%
<i>TCC</i>	0,69** (0,27)	98,53%	0,62 (0,48)	86,70%
<i>International</i>	1,75*** (0,62)	475,90%	1,18*** (0,87)	225,09%
<i>National</i>	1,83*** (0,25)	526,16%	1,18*** (0,42)	226,25%
<i>State</i>	0,20 (0,18)	21,66%	0,06 (0,27)	6,07%
<i>Year2020</i>	-0,08 (0,37)	-7,57%	-0,47 (0,59)	-37,53%
<i>Year2019</i>	-0,20 (0,42)	-18,10%	-0,66 (0,83)	-48,79%
<i>Year2018</i>	-0,60 (0,38)	-44,85%	-0,99 (0,73)	-62,72%
<i>Year2017</i>	-0,73* (0,41)	-51,98%	-1,44** (0,67)	-76,31%
<i>Year2016</i>	-1,33*** (0,36)	-73,54%	-0,99 (0,68)	-62,60%
<i>Year2015</i>	-0,30 (0,28)	-25,66%	-0,95* (0,56)	-61,45%
<i>Year2014</i>	-0,60** (0,25)	-45,50%	-0,67 (0,52)	-48,65%
<i>Random intercept variance</i>	-	-	1,69*** (0,26)	-
<i>R²</i>	0,37	-	-	-
<i>F-test</i>	26,23***	-	-	-
<i>Likelihood ratio test</i>	-	-	315,46***	-
<i>Intraclass correlation</i>	-	-	0,60	-

Note: ***Statistically significant at 1%; ** Statistically significant at 5%; * Statistically significant at 10%

First, observe that most coefficients have the same sign and significance (or non-significance) in both models, which denotes the robustness of results. For the OLS model, variables explain almost 37% of $\ln(\text{Fines})$, and the F-test rejects the null hypothesis that variables in group are not relevant in explaining the dependent variable. In its turn, for the multilevel model, the Likelihood ratio test rejects the null hypothesis that both models provide similar adjustment, confirming that a random coefficient is more adequate. The random intercept variance is significant at 1%, which also arguments in favor of a multilevel model. Furthermore, the intraclass correlation informs that 60% of variance in $\ln(\text{Fines})$ is explained by group-level factors (antitrust cases, in our paper).

Focusing on the multilevel model estimates, the *subsection*'s coefficient is significant at 5% and has the expected sign, informing that being framed by CADE's judges in one additional subsection of Law n° 12.529/11 is related to an increase of 34.46% on the average level of fines. This is an important result for defendants' legal teams, since it indicates that efforts in the sense of reducing the number of subsections may help to decrease the amount of fines defined by CADE. Regarding the variable *duration* the coefficient was also significant at 5% with a positive sign, indicating that one additional year of the infringement is associated to 4.57% more on fines. This variable is positively related to the damage caused, which in its turn is related to the criteria of fines setting by the aggravating factors. Finding a statistical and positive coefficient is a valuable result in the sense of increasing the fear of corporations to maintain the infringement over the years. Curiously, our result differs from Connor and Miller (2009) and Connor and Miller (2013), that found no association between the cartel duration and increased penalties.

From the dummy variable *company* we obtained the information that being a ordinary company is related to an increase of 118.41% on fines, statistically significant at 1%. As expressed in Section 2, companies are legally required to provide information on gross sales to base the penalty (when possible), which facilitates the fine setting by CADE after considering the aggravating factors. Moreover, companies tend to be more profitable than unions, associations, and so on, thus it is expectable that they are punished harder, at the same time that ordinary companies tend to incur in highly "disapproved" infringements, as horizontal collusion, while other types of corporations are usually associated to abuse of dominant position.

Regarding the market scope, both coefficients of *international* and *national* were positive and statistically significant at 1%. An antitrust infringement with international (national) scope is associated to a penalty increase of 225.09% (226.25%), which was also expected because the greater the market affected the higher tends to be the damage caused, and by consequence the aggravating factors considered by CADE. Lastly, years' dummies are used to control for specific factors, such as the political and economic environment, CADE's administrative and legal changes, among other possible aspects. These dummies comprise many distinct issues and it is hard to find direct interpretations for significant coefficients. Since the focus of the paper is on the determinants of antitrust corporate fines in Brazil, we absent from it.

Speaking briefly about the non-significant coefficients, we found that the number of corporations involved in the infringement is not significant in explaining the level of fines imposed by CADE. We expected that the greater the number of corporations the higher would be the damage caused and the severity of the violation, which is directly related to the fines. Coefficients for *leniency* and *TCC* are also non-significant, despite having the expected sign. These policies require that applicants help the investigation with information about the antitrust violation, which could be positively related to the fines applied to other members. In our estimates, the number of corporations and the presence of leniency/TCC agreements are not statistically determinants of fines set by CADE.

5. Conclusions

Considering the increased number of factors analyzed by CADE when imposing a monetary penalty to offenders, at the same time that decisions are not deterministic (at least so far), understanding which factors are related to the level of fines becomes a crucial task. Based on a multilevel model (random coefficient), the objective of this paper was to analyze the determinants of corporate antitrust fines in Brazil.

Our estimates indicate that the number of subsections of Law nº 12.529/11 and the duration of the infringement are positively related to the level of fines, so as being an ordinary company (in comparison of being another type of corporation). The market scope at international and national levels are also significant in explaining monetary penalties.

The results provide useful information for CADE's team, researchers, lawyers and interested people in general. On top of that, we highlight the importance of this information for corporations, in the sense of increasing the fear of initiating or maintaining the misconduct. In other words, results contribute to the deterrence effect of antitrust laws, which tends to be the most important goal of anticrime law enforcement. For future research, we suggest the analysis of other possible determinants, including institutional factors. It would be interesting to focus on what is behind the years' dummies in our model.

6. References

ALLAIN, M. L.; BOYER, M.; KOTCHONI, R.; PONSSARD, J. P. Are cartel fines optimal? Theory and evidence from the European Union. *International Review of Law and Economics*, v. 42, p. 38-47. 2015.

BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. In: *The economic dimensions of crime*. Palgrave Macmillan, London, 1968. p. 13-68.

BOLOTOVA, Y.; CONNOR, J. M. Cartel sanctions: An empirical analysis. Available at SSRN 1116421, 2008.

CADE (2016a). Guidelines: Cade's Antitrust Leniency Program. Available at: <https://cdn.cade.gov.br/Portal/centrais-de-conteudo/publicacoes/guias-do-cade/guidelines-cades-antitrust-leniency-program-2020.pdf>. Accessed in July 12, 2021.

CADE (2016b). Guidelines: Cease and Desist Agreement for cartel cases ("TCC"). Available at: https://cdn.cade.gov.br/Portal/centrais-de-conteudo/publicacoes/guias-do-cade/guidelines_tcc-1.pdf. Accessed in July 12, 2021.

CADE (2020). Guia Dosimetria de multas de cartel. Available at: https://cdn.cade.gov.br/Portal/Not%C3%ADcias/2020/Cade%20estende%20prazo%20para%20contribui%C3%A7%C3%B5es%20%C3%A0%20vers%C3%A3o%20preliminar%20do%20Guia%20de%20Dosimetria%20de%20Multas%20de%20Cartel__Minuta_Guia_de_dosimetria.pdf. Accessed in July 12, 2021.

CONNOR, J. M.; MILLER, D. J. Determinants of US antitrust fines of corporate participants of global cartels. In: *7th International Industrial Organization Conference, Boston, April*. p. 3-5. 2009.

CONNOR, J. M.; MILLER, D. J. Determinants of EC antitrust fines for members of global cartels. *Available at SSRN 2229358*, 2013.

EUROPEAN COMMISSION. Fines for breaking EU Competition Law. Available at: https://ec.europa.eu/competition/cartels/overview/factsheet_fines_en.pdf. Accessed in July 7, 2021.

GALLO, J. C.; CRAYCRAFT, J. L.; DUTTA, S. Incarceration and fines: An empirical study of antitrust sanctions. *Review of Industrial Organization*, v. 3, n. 2, p. 38-66, 1986.

GOLDSTEIN, H. *Multilevel statistical models*. John Wiley & Sons, 2011.

HARRINGTON J. E. The theory of collusion and competition policy. MIT Press, 2017.

HARRINGTON, J. E.; CHANG, M. Modeling the birth and death of cartels with an application to evaluating competition policy. *Journal of the European Economic Association*, v. 7, n. 6, p. 1400-1435, 2009.

JING, R.; GONG, J.; YI, F. Antitrust Fines: Experiences from China. *Review of Industrial Organization*, v. 57, n. 1, p. 167-187, 2020.

MILLER, N. H. Strategic leniency and cartel enforcement. *American Economic Review*, v. 99, n. 3, p. 750-68, 2009.

POSNER, R. A. A statistical study of antitrust enforcement. *The Journal of Law and Economics*, v. 13, n. 2, p. 365-419, 1970.

SNIJEDERS, T. A. B; BOSKER, R. J. *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. Sage, 2011.

SPAGNOLO, G. Leniency and Whistleblowers in Antitrust. Ch. 12 of P. Buccirossi (Ed.) *Handbook of Antitrust Economics*. 2008.

STATA USER'S GUIDE - RELEASE 17. Available at: <https://www.stata.com/manuals/u.pdf>. Accessed in July 12, 2021.

STEENBERGEN, M. R.; JONES, B. S. Modeling multilevel data structures. *American Journal of political Science*, 46(1), p. 218-237, 2002.

TODOROV, F. R.; FILHO, M. M. T. History of competition policy in Brazil: 1930–2010. *The Antitrust Bulletin*, v. 57, n. 2, p. 207-257, 2012.

UNITED STATES SENTENCING COMMISSION. Antitrust Offenses. Available at: <https://www.ussc.gov/guidelines/primers/antitrust>. Accessed in July 1, 2021.

WILS, W. P. J. Optimal antitrust fines: Theory and practice. *World Competition*, v. 29, n. 2, 2006.

Indicação da Área escolhida: Organização e Mercados
Classificação JEL do trabalho: C81, D31, E21

**PROPENSÃO MARGINAL A CONSUMIR E NÍVEL DE RENDA: ANÁLISE PARA O
BRASIL A PARTIR DA POF 2017-2018**

Alexandre Machry¹

¹ – Aluno de mestrado no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS)

PROPENSÃO MARGINAL A CONSUMIR E NÍVEL DE RENDA: ANÁLISE PARA O BRASIL A PARTIR DA POF 2017-2018

RESUMO

O presente artigo investiga a relação entre o nível de renda e a propensão marginal a consumir (PMC) para o Brasil. Pode-se entender a PMC como a parcela da renda adicional que é destinada ao consumo. A chave para entender a contribuição da PMC no crescimento econômico é que as famílias com menores rendas tendem a apresentar uma propensão marginal a consumir mais elevada do que aquelas famílias dos estratos mais elevados (KEYNES, 1936). A hipótese central é de que quanto mais elevada a renda menor será a propensão marginal a consumir, com queda mais acentuada em níveis de renda mais elevados. A propensão da população como um todo e por faixa de renda foi estimada por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Utilizou-se os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os principais resultados foram a estimação para a propensão média a consumir total de aproximadamente 85,9%, ao passo que a propensão marginal a consumir foi estimada em 60,6%. Identificou-se queda significativa da propensão marginal a consumir com o aumento da renda, acentuando-se entre os 5% mais ricos. Os 30% mais pobres apresentaram propensão marginal a consumir superior à unidade. Os 1% mais ricos, por sua vez, apresentaram uma PMC inferior a 32%. A elevada heterogeneidade da propensão marginal a consumir é um indício do alto grau de concentração de renda e pode ser usada como ferramenta de políticas econômicas de expansão do consumo em um contexto de orçamento equilibrado.

Palavras-chave: Propensão marginal a consumir. Desigualdade de renda. POF 2017-2018.

ABSTRACT

This article investigates the relationship between the income level and the marginal propensity to consume (MPC) for Brazil. TFP can be understood as the share of additional income that is allocated to consumption. The key to understanding the contribution of TFP to economic growth is that lower income households tend to have a higher marginal propensity to consume than those in the higher strata (KEYNES, 1936). The central hypothesis is that the higher the income, the lower the marginal propensity to consume, with a more accentuated drop at higher income levels. The propensity of the population as a whole and by income bracket was estimated using Ordinary Least Squares (OLS). Data from the 2017-2018 Family Budget Survey (POF) carried out by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) were used. The main results were the estimation for the total average propensity to consume of approximately 85.9%, while the marginal propensity to consume was estimated at 60.6%. A significant drop in the marginal propensity to consume was identified with the increase in income, increasing among the richest 5%. The poorest 30% had a marginal propensity to consume more than one unit. The richest 1%, in turn, had a MPC of less than 32%. The high heterogeneity of the marginal propensity to consume is an indication of the high degree of income concentration and can be used as a tool for economic policies to expand consumption in a balanced budget context.

Keywords: Marginal propensity to consume. Rent inequality. POF 2017-2018.

1 INTRODUÇÃO

As principais economias mundiais têm visto nas décadas recentes um aumento das desigualdades de renda, aproximando dos maiores níveis históricos atingidos na virada do século XIX para o XX, na *Belle Époque* (PIKKETY, 2014). A desigualdade de renda pode ser vista não só do ponto de vista da justiça e da moral, mas como um empecilho para o próprio desenvolvimento das economias e dos mercados. Países com níveis de desigualdade menos extremas geralmente apresentam associação com crescimento econômico maior e mais duradouro (CIMOLI *et al.*, 2017).

O baixo nível de crescimento econômico apresentado pela maioria das economias desde a crise de 2008 vem suscitando a construção de políticas econômicas mais agressivas por parte dos Estados como forma de impulsionar a economia. O debate acerca da promoção de políticas redistributivas e de seguridade social se torna mais oportuno com a crise econômica provocada pela pandemia do COVID-19. Entre os diferentes caminhos para a retomada da economia, há a defesa de políticas de transferência de renda destinadas às camadas mais vulneráveis da sociedade, postura defendida pelo FMI (2020) como uma opção para reduzir a queda do consumo e do produto no curto prazo. O Brasil adotou a Renda Básica Emergencial (Lei nº 13.982/2020) como medida para minimizar os impactos econômicos da pandemia da COVID-19. O auxílio foi uma das mais relevantes políticas de distribuição de renda adotadas no Brasil. Estima-se que teve papel definitivo para a reversão do cenário de recessão econômica no segundo semestre de 2020.

O enfrentamento da desigualdade e da promoção do crescimento econômico por vias fiscais, pode se dar via políticas expansionistas ou via políticas de orçamento equilibrado. Políticas expansionistas são vistas como arriscadas por parte da literatura econômica e, especialmente no Brasil, provocam resistência da classe política, empresarial e da população em geral. Suscita-se, a partir disso, desenhar políticas macroeconômicas de crescimento orçamentariamente neutras, através do chamado multiplicador do orçamento equilibrado de Haavelmo (1945). Isso significa que aumentar os gastos do governo na mesma magnitude da expansão da arrecadação dos impostos pode resultar em uma política pública expansionista, a depender da forma como se arrecada e se gasta. As transferências da renda para as camadas inferiores financiadas pela tributação sobre as camadas mais ricas provocariam a expansão do consumo agregado sem ônus à dívida pública.

Um elemento central para conectar políticas de distribuição de renda com a retomada do crescimento econômico é a propensão marginal a consumir (PMC). A PMC conecta o consumo das famílias com seu principal componente explicativo: a renda. Pode-se entender a PMC como a parcela da renda adicional que é destinada ao consumo. A chave para entender a contribuição da PMC no crescimento econômico é que as famílias com menores rendas tendem a apresentar uma propensão marginal a consumir mais elevada do que aquelas famílias dos estratos mais elevados (KEYNES, 1936). Portanto, distribuir renda das famílias mais ricas para as mais pobres implicaria em uma expansão do consumo agregado, e via efeito multiplicador keynesiano, maior investimento e crescimento econômico.

O estudo do consumo agregado, seus determinantes, comportamento e efeitos sobre o crescimento econômico tem como marco a publicação da Teoria Geral em 1936. Revisitar-se-á os

principais pontos sobre o tema apresentados por Keynes, além das principais contribuições teóricas no debate que subsequentes. No Brasil existem estudos que buscam estimar e descrever o comportamento da propensão marginal a consumir segundo estratos de renda, variando significativamente em metodologia e em base de dados.

Este artigo tem como propósito de investigar a relação entre o nível de renda e a propensão marginal a consumir para o Brasil. Estimou-se por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) a propensão marginal a consumir da população e por centis de renda. A questão problema que se buscou responder é como o nível de renda pode impactar na propensão marginal a consumir. A hipótese central é de que, quanto mais elevada a renda, menor será a propensão marginal a consumir, ou seja, existe uma relação inversa entre a renda e a propensão marginal a consumir. Como hipótese adicional, se espera que a propensão marginal tenha queda mais acentuada para os centis mais próximos do topo. Para isso, utilizou-se os dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, realizada pelo IBGE (2019).

2 SÍNTESE DA LITERATURA

A Teoria Geral (KEYNES, 1936) marca definitivamente a incorporação ao debate macroeconômico da relação entre consumo e renda agregada. Na teoria keynesiana, o consumo agregado aparece, ao lado do investimento, como elemento central da dinâmica do crescimento econômico. O aumento do emprego e da ampliação do estoque de capital é resultado direto do aumento do investimento ou, caso haja, de uma mudança na propensão marginal a consumir (KEYNES, 1936, p. 133). Nesta seção serão revisitados os principais conceitos associados a propensão a consumir, propensão marginal a consumir e sua relação com o nível de distribuição de renda, bem como outros elementos teóricos associados. Buscou-se elucidar a conexão teórica existente entre distribuição de renda e propensão marginal a consumir.

A propensão a consumir foi definida originalmente como a parcela da renda agregada despendida na forma de consumo das famílias. A propensão a consumir (ρ) é uma relação bastante estável da renda e do consumo e pode ser expressa pela Equação (1), onde C é o consumo e Y a renda das famílias.

$$\rho = \frac{\left(\frac{1}{n} \sum C\right)}{\left(\frac{1}{n} \sum Y\right)} \quad (1)$$

O nível de consumo de uma economia, por sua vez, depende (i) em partes da sua renda, (ii) em parte de circunstância objetivas, e (iii) em partes de necessidades subjetivas e psicológicas (KEYNES, 1936). Os motivos subjetivos são os culturais e pouco variáveis no tempo. Os objetivos são influenciados por (1) variação dos salários reais; (2) variação entre a renda e a renda líquida; (3) variação nos valores do capital; (4) variação na taxa intertemporal de desconto; (5) variações na política fiscal (expectativas); (6) expectativas acerca do nível de renda presentes e futuros. O principal determinante do consumo é, portanto, o nível de renda disponível. A função consumo pode ser expressa pela Equação (2):

$$C = \alpha Y + c \quad (2)$$

A propensão marginal a consumir indica qual o acréscimo no consumo das famílias dado um acréscimo na renda. A PMC é definida como a primeira derivada da Equação (2) em relação a renda (Y), conforme Equação (3).

$$\alpha = \frac{dC}{dY} \quad (3)$$

A publicação da Teoria Geral em 1936 motivou uma série de estudos que buscavam não só estimar a propensão a consumir para as diversas economias, mas também testar a hipótese de que haveria uma diferente propensão marginal a consumir para os diferentes estratos de renda (KEYNES, 1936). No ano seguinte à publicação, Staehle (1937) publica um artigo que incorpora as ideias marshallianas de utilidade marginal decrescente (MARSHALL, 1925), para construir e testar a hipótese da relação inversa entre propensão marginal a consumir e renda no curto prazo para dados de 1928 para a Alemanha.

Gilboy (1938) investigou o comportamento da propensão a consumir para os Estados Unidos entre 1919 e 1932, a partir do extrato de renda, e levando em consideração também características geográficas e de padrão de consumo. O trabalho estima que a propensão marginal a consumir pode apresentar significativa diferença quanto ao grupo de despesas. Despesas com medicamentos e alimentação tendem a ser menos sensíveis às variações de renda do que despesas com automóveis ou recreação. O autor propõe que para países em que a distribuição de renda é bastante elevada, a propensão marginal a consumir se aproxima da unidade, colocando em dúvida a possibilidade de um incremento na renda continuar com aumento de poupança nesse contexto. No mesmo ano, Stone e Stone (1938) estimam a PMC para países como os Estados Unidos, Japão, Alemanha, Holanda e outros países europeus, propondo não só uma relação linear entre as variáveis, mas na forma de logaritmos naturais, e do quadrado do logaritmo natural. Os resultados indicam uma queda acentuada na PMC para os níveis mais baixos de renda, ao passo que para as rendas mais elevadas há redução em grau menor.

O efeito multiplicador de um orçamento equilibrado foi desenvolvido e apresentado por Haavelmo (1945). O autor argumenta que o orçamento público, como remédio para o desemprego, via aumento da demanda agregada, só seria necessário apresentar déficits no caso em que a propensão marginal a consumir fosse constante. Um programa de distribuição de renda equilibrado poderia promover a expansão da demanda agregada desde que fosse usado para disponibilizar renda para grupo social com PMC superior ao grupo que financiará a destruição via tributação. Ou seja, cobrar tributos dos ricos e distribuir aos pobres poderia promover um efeito positivo sobre o emprego, em orçamento equilibrado, equivalente ao visto por simples expansão dos gastos sem contrapartida arrecadatória.

A ideia de comportamentos distintos para consumidores pertencentes a diferentes grupos sociais pode ser vista no trabalho de Kalecki (1968). A distribuição funcional da renda entre capitalistas e trabalhadores implica em padrões de consumos distintos, já que os primeiros

tenderiam a poupar parcela maior da sua renda (lucros), em oposição aos outros. O grupo capitalista despende sua renda para consumo dos produtos de alta renda, produzidos pelo Departamento 2. Em oposição, a renda que caberia ao trabalhador seria consumida em produtos de baixa renda, produzidos em departamento 3, distinto daqueles.

Buscando testar empiricamente, para dados estadunidenses entre 1947 e 1972, a independência entre o consumo agregado e a distribuição de renda, Blinder (1975) inaugura a fase de testes da “moderna” teoria macroeconômica do consumo. O autor propõe uma modelagem para o comportamento do consumidor a partir de uma função de utilidade intertemporal, generalizando o modelo Modigliani-Bromberg-Friedman (MBF). Sustenta as proposições de que a propensão a consumir do indivíduo cai com o incremento da renda e que, se a renda disponível fosse deslocada de um indivíduo com propensão a consumir menor para um indivíduo com propensão maior, o consumo agregado tende a aumentar. Entretanto, a implicação de que em uma sociedade com níveis de distribuição de renda mais elevadas tende a apresentar um consumo agregado superior só seria sustentado se a elasticidade da utilidade das heranças excede a elasticidade da utilidade marginal de consumir.

A proposta de Blinder (1975) é de que a única maneira de testar a existência de efeitos distributivos na função de consumo agregado seria através da estimação da propensão marginal a consumir para diferentes estratos de renda. No ano seguinte, Della Valle e Oguchi (1976) encontram para 10 países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) resultados que “parecem apoiar a hipótese keynesiana de que uma distribuição de renda mais igualitária resulta em níveis mais elevados de consumo” (VALLE; OGUCHI, 1976, p. 1333).

Dynan, Skinner e Zeldes (2004), em artigo intitulado “*Do the Rich Save More?*”, buscam responder a pergunta a partir do agente representativo (FRIEDMAN, 1957), considerando também aspectos das expectativas das variações da renda para o indivíduo. Indivíduos com expectativas de ganhos futuros superiores aos presentes tenderiam a consumir uma parcela maior da sua renda. Em oposição, indivíduos com expectativas de redução de renda buscariam poupar uma parcela maior da renda a fim de manter reservas para o futuro. As principais conclusões obtidas foram de que os ricos poupam mais, ou seja, a propensão marginal a poupar é maior para as famílias de renda mais elevada. Esse comportamento persistiria ao longo de todas as faixas de renda. A publicação de 2004 inspirou uma série de outros trabalhos que buscavam, se valendo de metodologia equivalente, replicar os resultados para diversas regiões, como o de Gandelman (2017) para a América Latina, e o de Alan *et al.* (2015) para o Canadá.

Por um lado, a distribuição induz a uma redução do nível de desemprego via aumento da demanda agregada, através do efeito causado pela diferença na propensão a consumir entre as camadas de renda. Por outro, a cesta de consumo das famílias mais pobres tende a conter mercadorias mais intensas em trabalho. Portanto, a distribuição de renda tem duplo efeito sobre o nível de emprego, via efeito da propensão marginal a consumir e via efeito cesta (SANT’ANNA *et al.*, 2010). Sant’Anna *et al.* (2010) estima, para o Brasil, um impacto positivo de uma distribuição de renda dos 10% mais ricos para os 50% mais pobres, para dados da POF 2008-2009, sobre a geração de emprego, via combinação do efeito provocado na expansão do consumo agregado e do efeito cesta.

Trabalhos realizados recentemente para dados brasileiros analisam o impacto de uma distribuição de renda no consumo agregado com diferentes metodologias e períodos de tempo. Leite (2015) faz uma estimativa da propensão a consumir e propensão marginal a consumir por Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) com dados das POF de 2002-2003 e 2008-2009. O autor encontra grau baixo de explicação quando a regressão é realizada ao nível, e nas relações logarítmicas das variáveis. Como correção, ele agrega os dados por centil, justificando pela elevada heterogeneidade do comportamento das famílias, encontrando valores explicativos bastante expressivos. Ao analisar o diferente comportamento da PMC dos estratos inferiores e superiores de renda (para os 92% inferiores e 8%), encontra-se valor significativamente superior para o primeiro grupo.

Sob a hipótese kaleckiana em que os trabalhadores consomem tudo o que gastam, Trovão (2018) estimou a propensão a consumir como a relação entre a remuneração total dos trabalhadores e o produto interno bruto (PIB) para o ano de 2014, e via consumo das famílias e o PIB, chegando a valores de aproximadamente 65%. Moris e Martins (2019) identificam, para dados entre 1991 e 2014, uma relação negativa entre a concentração de renda dos estados brasileiros, medida pelo índice de Gini, e o consumo das famílias, sugerindo uma propensão a consumir declinante com o aumento da renda.

O Centro de Pesquisa e Macroeconomia das Desigualdades (MADE), ligado à Universidade de São Paulo (USP), estimou como a redistribuição de renda pode ajudar na recuperação do crescimento econômico através do efeito multiplicador de uma tributação dos mais ricos para financiar um programa de transferência de renda para os mais pobres. Utilizando dados da POF 2017-2018, concluiu-se que uma política de distribuição de renda em orçamento equilibrado, onde tributa-se os 1% mais ricos para transferir para os 30% mais pobres pode impactar expressivamente no crescimento econômico (TONETO *et al.*, 2021).

3 MATERIAIS E MÉTODOS

A metodologia utilizada neste artigo, quanto a base lógica da investigação, é classificada como dedutiva. Quanto à abordagem do problema, o estudo é quantitativo. Em relação ao meio técnico da investigação, trata-se de uma pesquisa estatística. As estimativas para os valores foram obtidas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), sendo que os valores utilizados foram ponderados pelo “peso final” fornecido pela própria POF. A base de dados foi organizada através do software R 4.0. Para as estimações estatísticas, utilizou-se o software EViews 11.

Analisou-se o nível de relevância das variáveis através dos testes de hipótese “t de Student” e, para o modelo, o teste de Fisher. Na presença de autocorrelação dos resíduos, usou a matriz de erro padrão de HAC – Newey-West para os testes de significância. Usou-se a estatística R^2 como forma de avaliar a capacidade explicativa da variável dependente (consumo) pela independente (renda). Além disso, foram analisados os critérios de informação de Akaike e Schwarz, teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, e teste RESET de ausência de variável.

A Propensão a Consumir (p) foi estimada através da razão das médias entre consumo e renda disponível na pesquisa, conforme a equação (4):

$$\hat{\rho} = \frac{\left(\frac{1}{n} \sum C_i\right)}{\left(\frac{1}{n} \sum Y_i\right)} \quad (4)$$

A estimação da propensão marginal a consumir será obtida inicialmente pela fórmula keynesiana original. A função de consumo é dada pela equação (5), e propensão marginal a consumir pela equação (6) (KEYNES, 1936).

$$C_i = c + \hat{\alpha}Y_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$\hat{\alpha} = \frac{dC_i}{dY_i} \quad (6)$$

Como forma funcional alternativa, optou-se pela estimação da relação dos logaritmos naturais entre a renda e o consumo, conforme proposto originalmente por Stone e Stone (1938) e aplicado por Leite (2015), definida pela equação (7):

$$\ln(C_i) = c + \hat{\beta} \ln(Y_i) + \varepsilon_i \quad (7)$$

Para retomar a propensão marginal a consumir conforme a definição clássica, multiplicou-se a propensão média a consumir pelo coeficiente angular obtido na forma funcional conforme equação (8). Ou seja, multiplicou-se a propensão média a consumir (ρ) pelo coeficiente angular (β) para, então, obter a propensão marginal a consumir (α).

$$\hat{\alpha} = \hat{\beta} \frac{\left(\frac{1}{n} \sum C_i\right)}{\left(\frac{1}{n} \sum Y_i\right)} \quad (8)$$

Foram realizados testes para identificação de existência de quebra estrutural como o *Multiple Breackpoint Test* (MBT, Bai-Perron de L+1 contra L) e *Quandt-Andrews Test* (QAT). Com a identificação, estimou uma regressão por MQO com a inclusão de uma variável *dummy* (Z_i), onde $Z_i = 0$ se Y_i for inferior ao valor da quebra, e $Z_i = 1$ se Y_i for igual ou superior a quebra estrutural. A regressão com quebra estrutural é representada pela equação (9).

$$C_i = c + \hat{\varphi}Y_i + \hat{\delta}Z_iY_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$\begin{cases} \hat{\alpha} = \hat{\varphi}, & \text{se } Z_i = 0 \\ \hat{\alpha} = \hat{\varphi} + \hat{\delta}, & \text{se } Z_i = 1 \end{cases}$$

Os dados utilizados no presente trabalho foram obtidos a partir dos microdados de 57.990 famílias da POF de 2017-2018, desenvolvida pelo IBGE. Os registros de despesas e receitas são

apresentados para períodos de tempo distintos. Para uniformizar, foi realizada a atualização através do “fator anualização” fornecido pela própria pesquisa, para depois obter as médias mensais de consumo e renda. As médias mensais por família foram multiplicadas pelo “peso final”, fornecido pela pesquisa, a fim de tornar a amostra mais representativa da população.

Como variável de renda, foi utilizada a média mensal da renda total da unidade de consumo, obtida pela soma das rendas de todos os moradores. Somou-se as rendas provenientes do trabalho, transferências, outras rendas, da parcela relativa aos rendimentos não monetários (equivalente às aquisições obtidas por doação, troca, produção própria, retirada direta e outras), acrescido da variação patrimonial, que compreende vendas de imóveis, herança e ganhos financeiros. Os valores de despesas foram obtidos a partir da multiplicação do valor da despesa/aquisição deflacionado. Foram somadas as despesas individuais de cada residente no domicílio e agregado na despesa familiar. Somou-se a esses, as despesas coletivas e despesas com aluguel. Os principais resultados estão apresentados na seção seguinte.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O trabalho de estimação por mínimos quadrados diretamente com microdados é reconhecido pela problemática de alto nível de heterogeneidade dos dados. Há uma variação significativa no padrão de consumo entre as famílias brasileiras, relacionado à diversidade de hábitos culturais, acesso à crédito, nível de escolaridade ou estoque de riqueza familiar, por exemplo. Famílias com um mesmo nível de renda podem apresentar padrões de consumo muito diferentes, o que se reflete no grau de ajuste das regressões.

A propensão a consumir ($\hat{\rho}$) foi estimada em 85,9%, conforme equação (4). Ou seja, da renda agregada na economia, 85,9%, aproximadamente, é destinado para o consumo das famílias. A nível de comparação, a propensão a consumir encontrada por Leite (2015) para a POF 2002-2003 foi de 97,5%, e para a POF 2008-2009 foi de 88,5%. Há indícios de uma queda da propensão a consumir na economia brasileira nas duas últimas décadas, cenário que pode ser explicado a partir do aumento médio da renda *per capita*. A propensão a consumir apresentou valor significativamente superior do que a PMC, indicando uma relação declinante do consumo em relação ao aumento da renda. A Tabela 1 indica os valores da regressão por MQO ponderados pelo “peso_final” para os microdados disponibilizados na própria POF. Os testes foram realizados também para a base de dados não ponderada e os resultados foram invariavelmente menos significativos.

Tabela 1 - Resultados agregados

	Nível	Logaritmo
Observações	57990	57990
Constante c	1969,067***	1,745438***
Coefficiente $\hat{\beta}$	-	0,772168***
Coefficiente $\hat{\alpha}$	0,467921***	0,663799
R ²	0,570059	0,746880
F-statistic	0,000000	0,000000
RESET	0,000000	0,000000
JB	0,000000	0,000000
Akaike	20,70023	1,980022
Schwarz	20,70054	1,980332

Fonte: Elaborado pelo autor

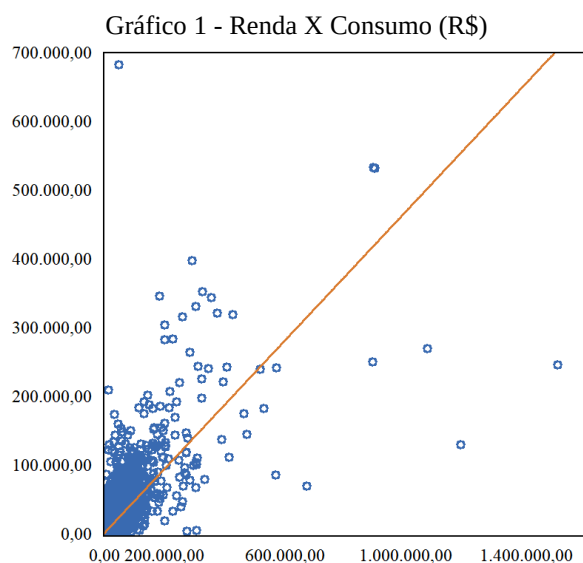
Notas: *: $p < 0,1$, **: $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Os resultados expostos na Tabela 1 indicam uma propensão marginal a consumir estimada $\hat{\alpha}$ de 47% para o modelo clássico (ao nível), e de 66% para o modelo proposto por Stone e Stone (1938). No segundo modelo, a tradução do coeficiente angular ($\hat{\beta}$) para a PMC ($\hat{\alpha}$) se dá pela multiplicação da propensão a consumir estimada ($\hat{\rho}$), conforme equação (8). Há de se destacar que tanto a constante (c) como o coeficiente angular ($\hat{\beta}$) não possuem uma interpretação econômica estrita para nenhum dos modelos apresentados neste trabalho.

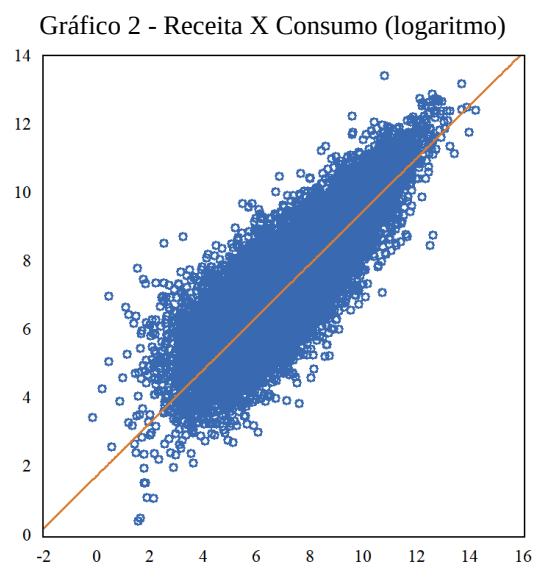
A capacidade explicativa do modelo em linha é relativamente baixa, apresentando um R² de 57%. A relação logarítmica apresenta uma capacidade explicativa significativamente superior, com R² de aproximadamente 75%, mas ainda apresentando patamar relativamente baixo. Isso pode ser explicado pelo alto grau de heterogeneidade do padrão de consumo das famílias obtidos a partir dos microdados. Os coeficientes para a constante e a variável dependente apresentaram significância ao nível de 1% para ambos os modelos. Também foi observado significância para os modelos ao nível de 1%, conforme teste de Fisher (F-statistic). Ambos os modelos não apresentaram normalidade nos resíduos (Jarque-Bera), além de não passarem no teste de especificação (RESET).

O Gráfico 1 apresenta a dispersão dos microdados da POF entre a renda (eixo horizontal) e o consumo (eixo vertical). O Gráfico 2 apresenta a dispersão para os logaritmos naturais da renda e do consumo. As retas representam a regressão linear para as variáveis. Pode-se notar um ajuste melhor comportando para os logaritmos do que ao nível.

Como alternativa para minimizar o grau de heterogeneidade dos microdados foi realizada a agregação dos valores por centil. O que se construiu foi uma nova amostra, agora com os valores médios da renda e do consumo das famílias para os centis da renda. O que se espera com isso é reduzir a dispersão das observações, reduzindo a variância dos erros, retornando um grau maior de ajustamento do modelo.



Fonte: elaborado pelo autor



Fonte: elaborado pelo autor

Os valores encontrados para a PMC foram de 60,9% para o nível e 62,8% para a relação logarítmica. Valores intermediários aos vistos para aqueles encontrados para as estimações diretamente com os microdados. O que chama a atenção é a elevação significativa da estatística do R^2 , que indica um nível de ajuste bem mais elevado do que o apresentado anteriormente. Para os valores médios por centil, na regressão ao nível, o R^2 passou para 97,6%, já nos logaritmos, passou ao valor de 97,1%. A regressão logarítmica não apresentou grau explicativo mais significativo para os resultados agregados por centil. Com isso, será adotado, para os próximos modelos apenas as variáveis em nível, dado sua maior facilidade de interpretação dos coeficientes e gráficos. Os critérios de informação (Akaike e Schwarz) indicam menor perda de informação para os modelos regredidos nos centis. Os resultados das regressões ao nível e logarítmica para os dados agregados em centis estão expostos na Tabela 2:

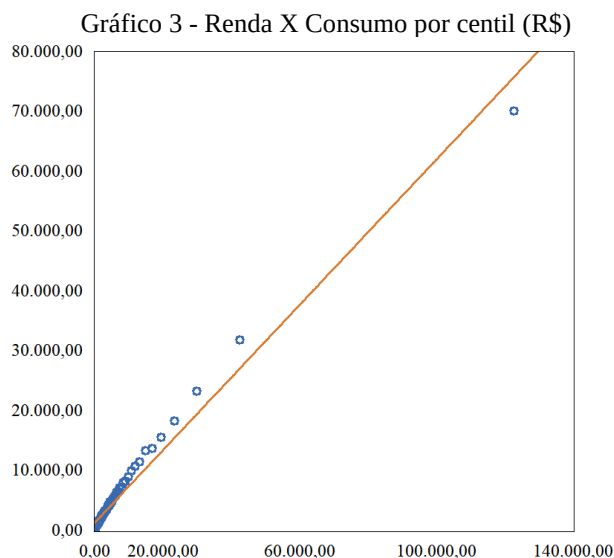
Tabela 2 - Resultado por centil

	Nível	Logaritmo
Observações	100	100
Constante c	1270,236***	2,257626***
Coeficiente $\hat{\beta}$	-	0,730954***
Coeficiente $\hat{\alpha}$	0,606946***	0,628381
R ²	0,976857	0,971098
F-statistic	0,000000	0,000000
RESET	0,000000	0,000000
JB	0,000000	0,000000
Akaike	17,14323	-0,52440
Schwarz	17,19533	-0,47230

Fonte: Elaborado pelo autor

Notas: *: $p < 0,1$, **: $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

No Gráfico 3 pode-se ver uma dispersão das relações médias de renda e consumo por centis mais bem comportada, com uma reta de regressão mais bem ajustada.



Fonte: elaborado pelo autor

Buscou-se identificar como a propensão marginal a consumir varia conforme o nível de renda. O próximo exercício foi procurar identificar a existência de quebras estruturais nos valores médios por centis. A quebra estrutural é uma forma de melhor ajustar uma relação linear entre duas variáveis que possam ter relações não lineares. O Teste Multiple Breackpoint (MBT) retornou como pontos de quebra estrutural os centis 78, 92 e 96. O centil 96 se apresentou como o principal ponto de quebra, e foi usado como referência para a regressão. O retorno da regressão indica que os 95% mais pobres da população apresentam uma PMC de 82%. Para os 5% mais ricos, a PMC tem uma queda de 22 pontos percentuais, assumindo o valor de 60%.

Tabela 3 - Quebra estrutural

	Linear
Observações	100
Constante (c)	703,2688***
Coeficiente φ	0,826732***
Coeficiente δ	-0,22593***
R ²	0,985184
$\hat{\alpha}$ 95% mais pobres	82%
$\hat{\alpha}$ 5% mais pobres	60%
F-statistic	0,000000
RESET	0,000000
JB	0,000000
Akaike	16,71727
Schwarz	16,79542

Fonte: Elaborado pelo autor

Notas: *: $p < 0,1$, **: $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

O modelo apresentou significância, com um poder explicativo superior a 98%, além de significância nos parâmetros com os testes de Stuart e Fisher. Os critérios de informação apresentaram, também, valores melhores com a inclusão da quebra estrutural.

No exercício anterior fez-se a divisão da amostra populacional de dois grupos, os 95% mais pobres e os 5% mais ricos. A seguir, a população foi dividida em decis por renda, e, para o último decil, serão divididos em três subgrupos. Foram realizadas regressões por MQO para cada grupo a partir dos dados agregados por centis, para os 1% mais ricos, usou diretamente os microdados. Os valores estão apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 - Resultado por estrato de renda

Estrato	ρ	c	$\hat{\alpha}$	R²	F-statistic	RESET	JB
0-10	3.018	277,9940***	1,215737***	0,940184	0,000004	0,2449	0,567429
10-20	1.810	318,1502***	1,012543***	0,870487	0,000081	0,7849	0,712641
20-30	1.440	281,9329**	1,007468***	0,821365	0,000301	0,3763	0,922579
30-40	1.294	467,4372**	0,806069***	0,785441	0,000637	0,7398	0,674717
40-50	1.223	347,4880*	0,966493***	0,863951	0,000099	0,5051	0,595009
50-60	1.139	269,6477	0,998114***	0,928820	0,000007	0,2896	0,804146
60-70	1.081	503,6126***	0,897822***	0,972737	0,000000	0,4480	0,880030
70-80	1.012	573,0397	0,875451***	0,917861	0,000013	0,0409	0,683528
80-90	0.946	916,7744***	0,820760***	0,987649	0,000000	0,7741	0,895918
90-95	0.878	3063,549*	0,650883***	0,959202	0,003541	0,1160	0,639395
95-99	0.773	1903,534*	0,706611***	0,999111	0,000445	0,0052	0,655302
99-100	0.580	31314,00***	0,316651***	0,390861	0,000000	0,0000	0,000000

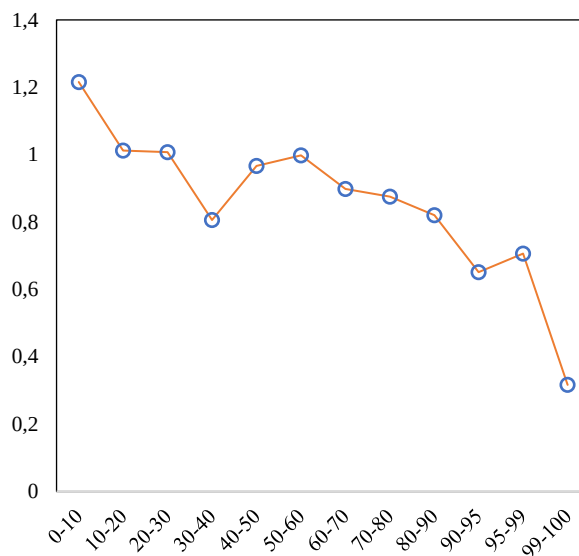
Fonte: Elaborado pelo autor

Notas: *: $p < 0,1$, **: $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

A PMC estimada apresentou queda persistente com o aumento médio da renda. Os valores da PMC foram superiores a 1 para os 30% mais pobres da população, o que pode ser explicado por uma carência de consumo para essa fração da população. Há carência dos bens de consumo básicos para as camadas mais baixas de renda, em que toda a renda adicional é usada para consumir, sem reservar nada da renda adicional como poupança, endividando-se, quando possível. Esses valores parecem próximos aos encontrados por Sant'Anna (2010), para os dados da POF 2008-2009. A partir do último decil, a PMC declina com maior intensidade, partindo de aproximadamente 82% para o grupo entre os 80% e 90% mais pobres, para pouco mais de 31% para os 1% mais ricos. Essa queda é compatível com o aumento significativo da renda apropriada por esse seletivo grupo de pessoas, com aumento bastante acentuado dos 10% mais ricos para os 1%.

Os testes de significância das variáveis rejeitaram a hipótese nula, indicando capacidade explicativa para os parâmetros e para o modelo. O grau de ajuste, indicado pelo R^2 , foi bastante expressivo para a maior parte dos modelos, com exceção dos 1% mais ricos. Isso pode ser explicado pela grande heterogeneidade desse grupo, que apresenta uma variabilidade de renda bastante elevada. No Gráfico 4 estão dispostas as propensões marginais a consumir por estrato de renda.

Gráfico 4 - Propensão marginal a consumir segundo estrato de renda familiar



Fonte: elaborado pelo autor

Observou-se ver que há uma queda significativa da propensão a consumir, tal qual a propensão marginal a consumir com o aumento da renda. Valores superiores a um são encontrados para os estratos de renda inferiores, sugerindo carência de bens básicos. A queda parece acentuar para as camadas mais altas de renda, compatível com a teoria econômica e com a alta concentração de renda vistas para a economia brasileira.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A economia brasileira é marcada por profunda desigualdade de renda, onde a distância entre a parcela da renda despendida pela base e pelo topo da distribuição é significativa. O baixo crescimento que as principais economias mundiais vêm enfrentando, agravada pela crise provocada pela COVID-19, vem suscitando ações mais enérgicas por parte dos Estados. Este estudo procurou demonstrar que uma queda na concentração de renda poderia implicar em um aumento da propensão marginal a consumir agregada. A retomada da atividade econômica via aumento do consumo agregado pode ser conciliada, nesse contexto, com justiça social e orçamento equilibrado.

Foram revisitadas as principais obras que contribuíram para a formação do arcabouço teórico que embasam o estudo do consumo agregado e seus determinantes. O livro seminal de Keynes (1936) apresenta a base teórica geral que relaciona a renda e o consumo, e esses ao nível de atividade econômica. Apresentou-se os trabalhos que contribuíram no debate que se seguiu à publicação da Teoria Geral, especialmente os trabalhos de Gilboy (1938), Stone e Stone (1938) e Haavelmo (1945). Recuperou-se o caminho traçado pela literatura até as publicações mais recentes sobre a PMC. Os estudos mais recentes para a economia brasileira variam significativamente entre metodologia e de base de dados. Com a divulgação dos dados da POF 2017-2018, possibilitou-se estimar a PMC por faixa de renda com dados atuais.

As estimativas foram realizadas por Mínimos Quadrados Ordinários. A simplicidade dos modelos utilizados e as dificuldades reconhecidamente presentes ao trabalhar com microdados disponibilizados da POF exigiu ajustes aos modelos estatísticos. Apresentou-se as principais estatísticas, níveis de ajustes e critérios de informação a fim de expor as limitações e a capacidade explicativa de cada um dos resultados.

A propensão média a consumir ($\hat{\rho}$) foi estimada em 85,9%, que junto com valores estimados por Leite (2015) – 88,5% para 2008-2009 e 97,5% para 2002-2003, indicam queda nas últimas décadas, compatível com o aumento da renda média e diminuição da desigualdade. A propensão marginal a consumir para a economia brasileira foi estimada para valores entre 47% e 66,3%, com o valor melhor ajustado de 60,7%. Ao ser analisado o comportamento da PMC por faixa de renda, observou-se que nos 78%, 92% e 96% mais ricos, há quebras estruturais. A quebra mais significativa foi identificada ao nível 96%, onde há mudança média de 22,5 pontos percentuais, caindo de 82,6% para os 95% mais pobres para 60,1% para os 5% mais ricos. Estimando as PMC por decil de faixa de renda, foi identificado uma queda significativa dos valores com a elevação da renda. Para os estratos mais pobres (30% mais pobres), a propensão marginal a consumir é superior à unidade, isso possivelmente se justifica pela carência de bens de consumo básico, onde qualquer acréscimo de renda é revertido em consumo, inclusive com endividamento. Para as camadas mais elevadas, a propensão cai mais acentuadamente, apresentando valor de 31% para os 1% mais ricos.

O presente estudo busca contribuir para melhor entender o comportamento do consumo agregado brasileiro, sua heterogeneidade em relação à renda e acompanhar sua evolução. A construção de políticas públicas de distribuição de renda com orçamento equilibrado pode impulsionar a retomada da economia após crises recentes via aumento do consumo das famílias. Políticas desse tipo parecem conciliar justiça social, retomada do crescimento e responsabilidade fiscal. A relevância da temática e os resultados atingidos sugere maior atenção dos formuladores de políticas públicas, em um contexto de baixo crescimento histórico agudizado pela grave crise econômica e social atual.

REFERÊNCIAS

- ALAN, Sule *et al.* Do the Rich Save More? Evidence from Canada. **Review of Income and Wealth**, 61, n. 4, 2015. 739-758. DOI: <https://doi.org/10.1111/roiw.12131>. Acesso em: 20 Abril 2021.
- BLINDER, Alan S. Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function. **Journal of Political Economy**, 83, n. 3, 1975. DOI: <https://doi.org/10.1086/260337>. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/260337>. Acesso em: 20 Abril 2021.
- CIMOLI, Mario *et al.* Productivity, social expenditure and income distribution in Latin America. **Brazil Journal of Political Economy**, São Paulo, 37, n. 4, Outubro 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-31572017v37n04a01>. Acesso em: 20 Janeiro 2021.
- DYNAN, Karen E. *et al.* Do the Rich Save More? **Journal of Political Economy**, 112, n. 2, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1086/381475>. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/381475>. Acesso em: 20 Abril 2021.
- FRIEDMAN, Milton. **A Theory of The Consumption Function**. Princeton. Princeton University, 1957.
- GANDELMAN, Néstor. Do the rich save more in Latin America. **Journal of Economic Inequality**, 15, n. 1, 2017. 75-92. DOI: <https://doi.org/10.1007/S10888-016-9345-3>. Acesso em: 20 Abril 2021.
- GILBOY, Elizabeth W. The Propensity to Consume. **The Quarterly Journal of Economics**, 53, n. 1, 1 Novembro 1938. 120-140. DOI: <https://doi.org/10.2307/1884110>. Acesso em: 20 Abril 2021.
- HAAVELMO, Trygve. Multiplier Effects of a Balanced Budget. **Econometrica**, 13, n. 4, Outubro 1945. 311-318. DOI: [https://doi.org/0012-9682\(194510\)13:42.0.CO;2-W](https://doi.org/0012-9682(194510)13:42.0.CO;2-W). Disponível em: <https://www.econometricsociety.org/publications/econometrica/1945/10/01/multiplier-effects-balanced-budget>. Acesso em: 20 Abril 2021.
- IBGE, Instituto B. D. G. E. E. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018**. Rio de Janeiro. Coordenação de Trabalho e Rendimento, 2019.
- IMF, International M. F. **Fiscal Monitor**. 2020. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/FM/Issues/2020/09/30/october-2020-fiscal-monitor>. Acesso em: 20 Abril 2021.
- KALECKI, Michal. **The Marxian equations of reproduction and modern economics**. 1968.
- KEYNES, John M. **The general theory of employment, interest, and money**. Cambridge. 1936.

LEITE, Fabrício P. Como o grau de desigualdade afeta a propensão marginal a consumir? Distribuição de renda e consumo das famílias no Brasil a partir dos dados das POF 2002-2003 e 2008-2009. **Economia e Sociedade**, Campinas, 24, n. 3, dezembro 2015. 618-650. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-3533.2015v24n3art5>. Acesso em: 18 Abril 2021.

MARSHALL, Alfred. **Principles of Economics**. London. 1925.

MORAIS, Alex E. A. D.; MARTINS, Anna C. Distribuição de renda e a função de consumo keynesiana: Evidências brasileiras. In: SINGH, Ananda S.; OLIVEIRA, Elizângela D. J. **Tópicos em Administração**. 1. ed. Belo Horizonte: Poisson, v. 24, 2019. Cap. 5. DOI: <https://doi.org/10.36229/978-85-7042-149-4>. Acesso em: 18 Abril 2021.

PIKKETY, Thomas. **O Capital no Século XXI**. Rio de Janeiro. 2014.

SANT'ANNA, André A. *et al.* Redistribuição de renda e a recuperação do mercado de trabalho brasileiro. **Visão do Desenvolvimento**, 85, 2 Setembro 2010. Disponível em: https://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/bndes/bndes_pt/Galerias/Convivencia/Publicacoes/Consulta_Expressa/Tipo/Visao_do_Developolvimento/201009_85.html. Acesso em: 14 Junho 2017.

STAEHLE, Hans. Short-Period Variations in the Distribution of Incomes. **The Review of Economics and Statistics**, Agosto 1937. 133-143. DOI: <https://doi.org/10.2307/1927344>. Acesso em: 20 Abril 2021.

STONE, Richard; STONE, W. M. The Marginal Propensity to Consume and the Multiplier: A Statistical Investigation. **The Review of Economic Studies**, 01 Outubro 1938. 1-24. DOI: <https://doi.org/10.2307/2967535>. Disponível em: <https://academic.oup.com/restud/article-abstract/6/1/1/1584580?redirectedFrom=fulltext>. Acesso em: 20 Abril 2021.

TONETO, Rodrigo *et al.* Como a redistribuição de renda pode ajudar na recuperação da economia? OS efeito multiplicadores da tributação dos mais ricos para transferência aos mais pobres. **Nota de Política Econômica**, São Paulo, n. 8, 15 Fevereiro 2021. Disponível em: <https://madeusp.com.br/publicacoes/artigos/como-a-redistribuicao-de-renda-pode-ajudar-na-recuperacao-da-economia-os-efeitos-multiplicadores-da-tributacao-dos-mais-ricos-para-transferencia-aos-mais-pobres/>. Acesso em: 18 Abril 2021.

TROVÃO, Cassiano J. B. M. A crise brasileira: um olhar a partir da demanda agregada e do multiplicador keynesiano de gastos. **Brazilian Keynesian Review**, 3, n. 2, 2018. 150-159. DOI: <https://doi.org/10.33834/bkr.v3i2.122>. Acesso em: 18 Abril 2021.

VALLE, Philip A. D.; OGUCHI, Noriyoshi. Distribution, the Aggregate Consumption Function, and the Level of Economic Development: Some Cross-Country Results. **Journal of Political Economy**, 84, n. 6, Novembro 1976. DOI: <https://doi.org/10.1086/260517>. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/260517>. Acesso em: 20 Abril 2021.

Indicação da Área escolhida: Economia Social e do Trabalho

Classificação JEL do trabalho: I22, I28, H70

Heterogeneous impact of Results-Based Education Financing

Pedro Alexandre Santos Veloso¹; Rafael Barros Barbosa²

¹ – CAEN/UFC . p.veloso@caen.ufc.br

² – DEA/FEAAC/UFC. rafaelbarbosa@ufc.br

Heterogeneous impact of Results-Based Education Financing

RESUMO

O Ceará foi o primeiro estado a introduzir uma política de redistribuição de transferências tributárias baseadas na performance educacional agregada dos municípios, alcançando resultados educacionais relevantes. O presente artigo analisa se a Lei da Cota Parte de ICMS implementada em 2009 muda a composição dos gastos municipais, em especial o aumento de gastos em educação, bem como o impacto dessa política sobre os resultados educacionais das escolas municipais. Os resultados mostram que receber mais recursos da Lei da Cota Parte não produz um elevado gasto em educação, mas sim um aumento no gasto total não educacional. Especificamente, para cada real recebido pelos municípios devido a Lei da Cota Parte, foram gastos R\$ 0,45 centavos em educação (R\$ 0,23 no Ensino Fundamental) e R\$ 1,96 em gastos totais per capita. As estimativas do segundo resultado, sugerem que o modelo de repartição de recursos baseados na performance municipal tem impacto relevante apenas sobre as escolas que possuíam elevada performance antes da implementação da Lei da Cota Parte. Foi evidenciado uma possível discriminação no gasto público em educação para as escolas de melhor performance antes da introdução da Lei da Cota Parte. A implicação direta é que tal política aumentou a desigualdade educacional entre as escolas.

Palavras-chave: Financiamento da educação, transferências intergovernamentais, performance educacional

ABSTRACT

The Ceará was the first Brazilian state to introduce a policy of redistributing state's tax (ICMS) transfers based on the aggregate educational performance of the municipalities (*Quota-Parte* program). This paper examines whether the ICMS Law, implemented in 2009, affected the composition of municipal spending, particularly if it increases the expenditure on education. The results show that receiving more resources from the ICMS Law did not produce a higher expenditure on education; however, municipalities increase the total non-educational expenditure. Specifically, for each real received by the municipalities due to the *Quota-Parte* program, R\$ 0.45 was spent on education (R\$ 0.23 in Elementary Education) and R\$ 1.96 on total expenditure per capita. In the second part of the paper, we ask if the municipalities benefited from this policy allocate their resources to higher-performing schools, consequently increasing the inequality among schools within municipalities. We find evidence of possible targeting in public spending on education for the best-performing schools. The results suggest that policymakers need to pay close attention to adopted this incentive scheme of redistribution based on educational performance because of the risk of an increase in the inequality in the schools within the municipalities.

Key words: Educational financing. Intergovernmental transfers. Educational performance.

1 Introduction

A fundamental factor to the provision of public education is the financing. Recent pieces of evidence indicate that the number of resources spent matters for educational outcomes (JACKSON; JOHNSON; PERSICO, 2016; JACKSON; WIGGER; XIONG, 2021; HADDAD; FREGUGLIA; GOMES, 2017). In developing countries, the relevance of educational spending may be more salient, given the restriction of fiscal space that often restricts the educational resources. Particularly in Brazil, there is substantial heterogeneity in the relationship between public spending and education, suggesting that the incentives of educational expenditure may also affect the results (BARROS et al., 2018). Thus, the presence of a diffuse incentives scheme may impact the provision of quality public education and the effectiveness of educational spending.

Recent policies attempt to consist of distributes public resources based on the performance or merit of those responsible for education (stakeholders). This kind of policy aims to solve the agency's problem by inducing the stakeholders to obtain better educational results (CARNEIRO; IRFFI, 2017). Different schemes have already been applied and tested ¹ around the world, and their results are promising. The standard approaches redistribute resources at the school level (FIGLIO; ROUSE, 2006), the professor level (REBACK, 2008; FERNANDES; FERRAZ, 2014; MBITI et al., 2019), or the parental level (FIGLIO; LUCAS, 2004). The main advantage of adopting this type of policy is the creation of incentives aimed at improving education. On the other hand, critics argue that such incentives can replace the intrinsic motivation of education and increase inequality between entities or individuals (FIGLIO; GETZLER, 2006; CULLEN; REBACK, 2006; NEAL; SCHANZENBACH, 2010).

An innovation introduced by the state of Ceará in 2009 was the redistribution of tax transfers based on the aggregate educational performance of the municipalities. Unlike other strategies that focus on school, teacher, or student levels, the Law nº 14.023 of 2007 (henceforth *Quota-Parte* program (QLP)) defined criteria for distributing resources from the ICMS tax quota according to the educational performance of the municipalities in Elementary Education. This performance is measured considering all schools in such a municipality, implying a greater incentive to mayors to increase the local educational levels. One-quarter (25%) of resources received by the state tax with ICMS are distributed to municipalities, and 18% of these resources are distributed according to municipal educational performance. The remaining 7% are distributed according to the quality of health and the municipal environment.

Initial empirical evidence points out that such a policy increased student performance ². The Figure 5, available in Appendix, summarizes part of this evidence. The average performance of the municipalities in IDEB (Basic Education Development Index) presented a significant increase in the 5th grades of Elementary Education of Ceará's students, even though the state has the similar adverse socioeconomic situation of neighboring states.

The *Quota-Parte* program has two interesting features. First, the resources distributed are fungible; that is, the mayors who receive the resources are not obliged to spend them on education. This implies that there is no guarantee that the resources will be allocated to education. Second,

¹For a recent review of this literature, see Lee e Medina (2019).

²Examples of this literature are: Brandão (2014), Carneiro e Irffi (2017), Petterini e Irffi (2013), Shirasu, Irffi e Petterini (2013). A limitation of part of this literature stems from the absence of controls for policies that have been implemented at the same time as the *Quota-Parte* program. In the case of Ceará, an important program that can confuse the results is the Literacy Program at the Right Age (PAIC). Recent evidence (MURALIDHARAN; SINGH; GANIMIAN, 2019) shows that the combination of performance spending policies and incentives for their proper implementation can explain most of the results.

the performance of students is measured at the aggregate municipal level. This last characteristic incentive the municipal to raise the average performance of students, even if inequality among schools also increases.

This article aims to analyze these two aspects. First, we investigate whether municipalities that received more resources with the *Quota-Parte* program in 2009 increase the spending on education. Although the resources are not fungible, it is interesting to understand the composition effect of the transfers on municipal spending. Second, we examine whether previous school performance, before the *QLP* program, matters for educational school performance in municipals that benefited from the program in comparison to municipals that lost resources with the policy introduction.

We report two main findings. First, municipalities that benefited from the *Quota-Parte* program did not increase the spending on education. However, we observe an expansion in the total non-educational expenditure. Specifically, for each real received by the municipalities from the program, R\$ 0,45 was spent on education (R\$ 0,23 in Elementary Education) and R\$ 1,96 on total expenses per capita.

Second, by exploring inter-municipal heterogeneity in school performance before the *Quota-Parte* program, we find that schools with low performance in 2007 did not increase their educational results in municipalities that have been benefited from this program. The estimates suggest that the *Quota-Parte* program had a relevant impact in schools with higher performance before the introduction of the program. The direct implication is that such a policy increased educational inequality within the schools.

In addition, we extend our findings to verify whether there was evidence of different allocation of resources within the schools. We test if municipalities that received more resources from *QLP* impacted others school outcomes associated with the quality of public education provision and also with higher spending on education. The results suggest that schools with prior higher performance in municipalities benefiting from *QLP* significantly reduced the average class size. This same result was not found for schools with lower previous performances in municipalities also benefiting from *QLP*. There was no significant difference concerning the average number of hours per day, although the magnitude of the estimates supports the validity of the hypothesis of different allocations between schools.

Taking together, the intergovernmental transfers policy based on the educational performance of municipalities did not raise the expenditure on education and increased the educational inequality at the school level³. These differences within the schools may be driven by a specific allocation of resources in schools with higher previous performance. In 2011, the program was reformulated ([decree 30.796/2011](#)) to provide incentives to municipalities that improve the grades of low-achievers students ([JÚNIOR; OLIVEIRA; LOUREIRO, 2020](#)). This reformulation suggests that Ceará's government may perceived that previous rule given incentives for selective spending by the majors.

This paper contributes to some areas of economics of education. First, for a broad literature on the importance of public spending for the quality of education ([HANUSHEK, 2005](#); [MANUELLI; SESHADRI, 2014](#); [HADDAD; FREGUGLIA; GOMES, 2017](#); [JACKSON; JOHNSON; PERSICO, 2016](#); [JACKSON; WIGGER; XIONG, 2021](#)). Second, in order to provide adequate incentives, many policies are designed to reward performance. Recent research has been carried out on this topic, and this article contributes by analyzing how incentives to specifics stakeholders potentially generate differentiated resource allocations: [Plecki et al. \(2006\)](#), [Beuermann et al. \(2018\)](#), [Haddad, Freguglia e Gomes \(2017\)](#), [Mbiti et al. \(2019\)](#), [Mbiti, Romero e Schipper \(2019\)](#), [Romero, Sandefur e Sandholtz \(2020\)](#), [Kerwin e Thornton \(2021\)](#). Finally, financing public education is a challenge in developing countries like Brazil.

³The *Quota-Parte* program was reformulated in 2012 to adapt the incentives to reduce inequality performance among the schools.

Thus, this paper contributes to a broad literature that attempts to understand which mechanisms should be used to increase education spending. Specifically, we focus on the impact of intergovernmental transfer programs, similar to [Brandão \(2014\)](#), [Carneiro e Irffi \(2017\)](#), [Petterini e Irffi \(2013\)](#), [Shirasu, Irffi e Petterini \(2013\)](#), [Júnior, Oliveira e Loureiro \(2020\)](#), [Silva \(2021\)](#). This last point is essential given the approval of the new FUNDEB (Basic Education Maintenance and Development Fund), which was partly inspired by the Ceará program. Our paper contributes to the literature by highlight the backfires of similar results-based transfers.

In addition to this introduction, this paper is subdivided into six more sections. The following section details the *Quota-Parte* program. Section 3 discusses the database used in this work and the empirical strategies adopted. Section 4 reports and discusses the results in the impact of QLP on Municipal Public Spending. Section 5 reports the results in the Effect of QLP on Educational Outcomes. Section 6 discusses the Mechanisms of allocation resources. Finally, section 7 comments on the general conclusions of the work.

2 Transfer Results-Based Policy

The state of Ceará overcomes adverse socioeconomic conditions to improve education outcomes. The state promoted a relevant educational reform that increases the learning in literacy to elementary school students through Financing Results-Based (FBR) policies as part of a more broad educational reform program ([LOUREIRO et al., 2020](#)).

The Ceará's effectiveness is based on three interdependent policies, which can be mentioned as following: 1. Financial incentives for the municipalities to reach the established educational goals (*Quota-Parte* program); 2. Technical assistance to municipalities with difficulties to improve learning, emphasizing literacy at the right age for students (PAIC); 3. A reliable monitoring and evaluation system that continuously measures the main results of education, including student learning (SPAECE)⁴.

The ICMS (State tax of good and service circulation) is a Brazilian tax that the Constitution establishes that 1/4 of its revenues must be redistributed throughout the municipalities. This inter-governmental transfers is named as *Quota-Parte*. The decision on how to distribute such resources is defined by the states. The novelty implemented by the state of Ceará was to use such discretion to induce municipal governments to seek to improve social results, particularly in education. That was one of the first experiences in this direction carried out in Brazil. Most states allocate the ICMS's revenue based on the population criteria. Exception are the states of Ceará, Pernambuco, Amapá, Minas Gerais, Bahia and Espírito Santo, which adopt a criteria based on the quality of public service provision. However, Ceará stands out in this group of states for having the highest percentage of the share of the ICMS linked to this form of distribution.

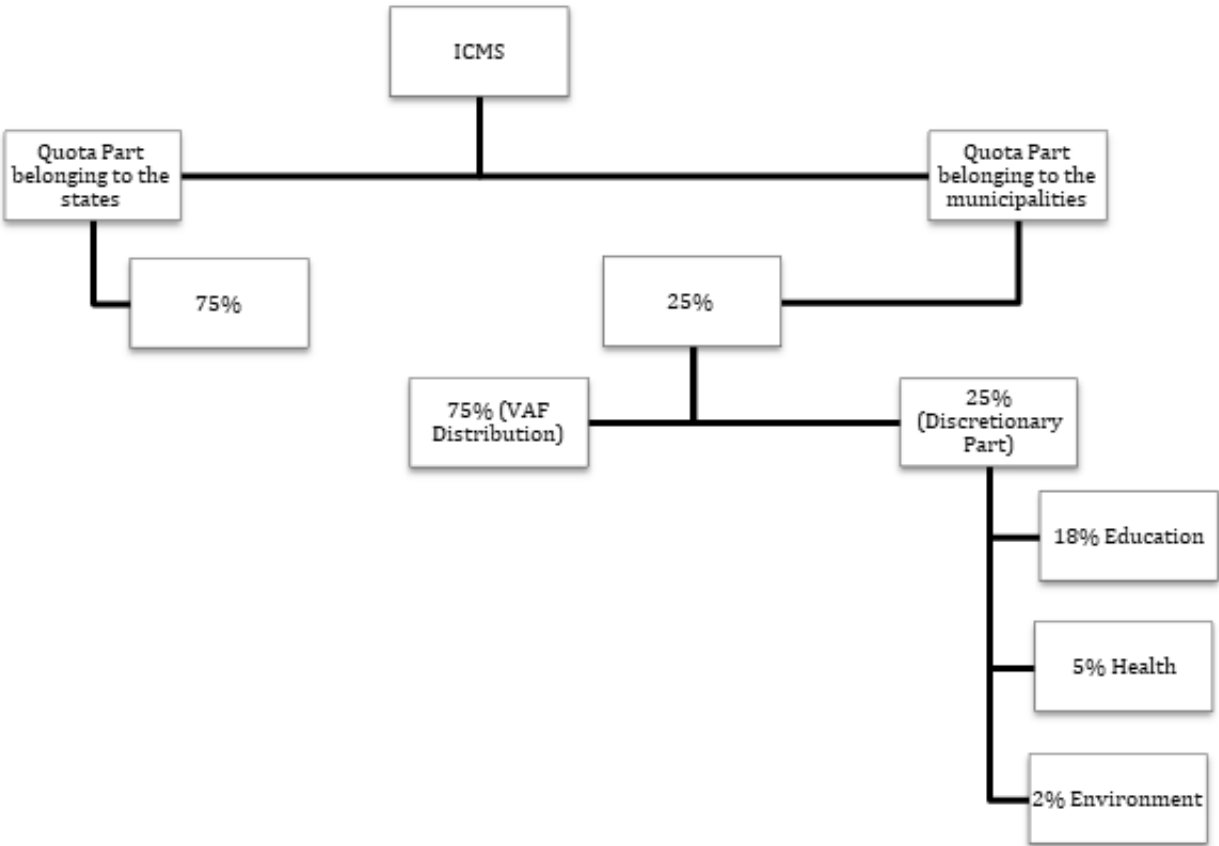
The main focus of Ceará's program is education. The program started from Law nº. 14,023 in 2007, was regulated in 2008, and became effective in 2009. From the 25% of the total state ICMS's revenue, 72% is destined based on municipal educational results, 20% for health outcomes, and 8% for environmental performance. That program of intergovernmental transfer replaced the previous criterion based on the size of the municipality, stated since 1996⁵. Figure 1 outlines the new distribution of ICMS for Ceará municipalities. The transfer is based on municipal performance in the educational quality

⁴Permanent Evaluation System for Basic Education in Ceará

⁵Law nº. 12,612 of 1996, established that the distribution of the ICMS share of the municipalities should comply with the following criteria: 75% in accordance with the tax added value; 12.5% relative to the proportion of spending on education over municipal revenue; 7.5% equitable to all municipalities; and 5% proportional to the population of each municipality.

indexes that consider the level and improvements in literacy of 2nd-grade students, the performance of 5th-grade students in reading and mathematics, and the average approval rates from 1st to 5th grade ⁶.

Figure 1: ICMS transfer structure



The criteria for sharing 25% of ICMS not linked to added value were established by state law 14,023 of December 17, 2007 ⁷ calculates the participation rate of ICMS 2009 collection, as follows: 18% based on the municipal rate of educational quality - IQE, based on indicators of level and progress in the quality of the initial cycle of Basic Education - 5th grade of Elementary School (ES) - and literacy indicators in the first years of formal education - 2nd grade of ES The proportions of 1/3 for the IQF and 2/3 for the IQA were assigned, see (HOLANDA et al., 2008)

The IQF is calculated from a component that measures the flow of students, given by the pass rate, and two other components that measure the quality of education, related to the performance of students in standardized exams (Prova Brasil or SPAECE). All variables are standardized on the same scale, between 0 and 1, in relation to the results of other municipalities. The following weights are assigned: (i) 20% in relation to the pass rate in the initial grades of Elementary School and (ii) 80% in relation to the performance of students in standardized exams. The variable related to standardized

⁶For a review of the implementation of this policy, [Simões e Araújo \(2019\)](#), [Brandão \(2014\)](#). For a detailed description of the program rules see: [Júnior, Oliveira e Loureiro \(2020\)](#).

⁷Since 2012, when the computation of the formation of the educational index (IQE) was changed by Decree nº. 30,796 of 2011, the transfer of 18% of the ICMS share to the municipalities was linked to the weighted sum of the following components: (i) 50% of the resources are distributed according to the literacy quality index (IQA), calculated from the results in the literacy exam of students in the 2nd year of elementary school; (ii) 45% according to the elementary school quality index (IQF), measured about the performance of 5th grade students in Portuguese and mathematics tests; and (iii) 5% due to the average approval rate of students from the 1st to the 5th year.

exams, there is a level component and a variation (or advance) component, to which different weights are attributed: 40% in relation to the average grade of students in the 5th grade of elementary school; 60% in relation to the advance in the average grade of students in the 5th grade of elementary school.

The IQA is calculated based on the results of the Literacy Exam for Students in the 2nd grade of Elementary School, carried out by the Ceará State Education Secretariat – SEDUC. Starting in 2007, the exam is applied to students annually in order to monitor the literacy of children in the initial grades, assigning grades to all municipalities in Ceará. The IQA uses a methodology similar to the Elementary School Quality Index (IQF), as it relativizes and standardizes the variables and considers the level and advancement of literacy conditions for children in the municipality.

3 Data

The data has two parts. To assess the effect of the *Quota-Parte* program on municipal expenditure, we use the information from the Municipal Finance database - FINBRA, available in the National Treasury Secretariat - STN. We extracted the following variables at the municipal level: population size, total spending, spending on education, primary education, GDP, ICMS transfers, and federal intergovernmental transfer (FPM and FUNDEB)⁸. The temporal variation is from 2004 to 2017. The ICMS's share for education, health, and environment are obtained from IPECEDATA.

In turn, the educational data were obtained from administrative data from the State Department of Education of Ceará (SEDUC/CE). We consider the performance in the test scores of the 2^o grade of elementary education, measured by SPAECE-Alfa. The SPAECE-Alfa uses Item Response Theory (IRT) to compare units sampled at different educational levels over time. Additionally, we use the School Census, provided by Educational Research Institute Anísio Teixeira - INEP, to access the school and teacher's variables. In the Appendix, we present the descriptive statistics of all variables (Table 6), as well the definition of all the variables (Table 7).

Table 1 compares the pre-treatment variables.

Table 1: Descriptive statistics for municipals based in rank (until 2008)

Variables	Mean		SD		t test	
	Rank =1	Rank =3	Rank =1	Rank =3	t value	p value
population size	70335.891	26998.836	314092.59	39134.395	2.3	.021
total spending	52108146	19977493	248005236.58	28291861	2.2	.03
spending on education	13273205	6758540.9	48489794	8633119.7	2.25	.026
spending on primary education	11058119	5340960.7	41791771	6809668.6	2.3	.022
GDP	466997.65	136773.67	2772825.3	359656.63	2	.046
FPM	12984601	17867090	21321547	59070341	-1.3	.188
FUNDEB	7589038.2	4234720.7	22728872	4990045.5	2.45	.015
IMCS Transfers	6866874	2727865.7	38014985	7335085.6	1.8	.07
non-education spending	38834941	13218952	199666293.72	19757256	2.15	.031

Note: Two-sample t test with equal variances with H_0 : diff = 0 and H_a : diff $\neq$ 0; $p - value \rightarrow Pr(|T| > |t|)$.

⁸We adjusted the variables to real forms using the IPCA-Fortaleza, available at the Brazilian Institute of Geography and Statistics - IBGE.

4 Impact of QLP on Municipal Public Spending

The empirical strategy is also divided into two parts. In the first part, we attempt to answer the following question: what is the impact of receiving more resources from the *Quota-Parte* program on educational and non-educational municipal expenditures? Our interest is to understand whether the *QLP* induces more spending on education, a desirable side effect. To answer this question, we use a difference-by-difference (DiD) strategy that exploit the prior educational quality of municipals, before the introduction of the *Quota-Parte* program. Our equation of interest is as follows:

$$\Delta Y_{gmt} = \sum_{t=2004}^{2007} \beta_{1t} \Delta CP_{mt} \times I(m = Q_1) + \sum_{t=2009}^{2017} \beta_{2t} \Delta CP_{mt} \times I(m = Q_1) \times I(After) + \delta' X_{gmt} + \tau_m + \tau_t + \gamma_{mt} + \varepsilon_{mt} \quad (1)$$

Where: ΔY_{gmt} is the per capita difference in the spending's type g in relation to 2008 value, at municipality m , and the year t . We fixed the population size in 2008 to avoid that the population changes affect the variables. This year is used as a reference just because it is one year before the *Quota-Parte* program implementation. Then, the definition of ΔY_{gmt} is as follows:

$$\Delta Y_{gmt} = \frac{G_{gmt} - G_{gm,2008}}{Pop_{m,2008}} \quad (2)$$

Where G_{gmt} is the specific spending's type g , at municipality m , and the year t .

The ΔCP_{mt} refers to the difference between the revenue of the ICMS share at period t , and the municipality m . It indicates the variation in ICMS redistribution by municipals concerning the values in 2008.

$$\Delta CP_{mt} = \frac{CP_{mt} - C_{m,2008}}{Pop_{m,2008}} \quad (3)$$

Our aim is to understand whether the variation on *Quota-Parte* share affects the municipal spending composition. As before 2009, the ICMS resources was redistributed according to population criteria, such variable ΔCP_{mt} measures how much each municipality receive more or less after the introduction of the *Quota-Parte* program. The ICMS after 2009 was redistributed based on educational performances in 2007 and 2008. We exploit this criteria modification to assess the effect of the *Quota-Parte* share gains on educational spending.

The variable $I(m = Q_1)$ designates the treated municipals. That is an indicator variable that assigns 1 to the municipalities with the best educational performance before implementing the *Quota-Parte* program in 2009. These municipalities are most likely to benefit from the redistribution of the ICMS after 2009. In addition, $I(m = Q_1)$ assigns zero to all other municipalities. We use the quality of education index (IQE) for 2009 (IQE_{m2009}) to define which municipals have the best educational level before the introduction of the *Quota-Parte* program. The IQE_{m2009} measures the aggregate performance of the municipals for the years 2007 and 2008. Thus, we considered as treated municipalities at the top 30th percentile (the 30% best-ranked municipalities). The remaining 70% were considered controls.

Our parameters of interest are β_{2t} that measure the impact of public spending in municipalities that likely present variation in the share of *Quota-Parte* (ΔCP). This parameter estimate change according to a variation on ΔCP . We expect that a large increase in the municipal share of *Quota-Parte* represents a rise in public spending.

The parameters β_{1t} are used as a falsification test. We expect the variation in these parameters to be insignificant, suggesting that the future changes in ΔCP did not correlate with previous changes

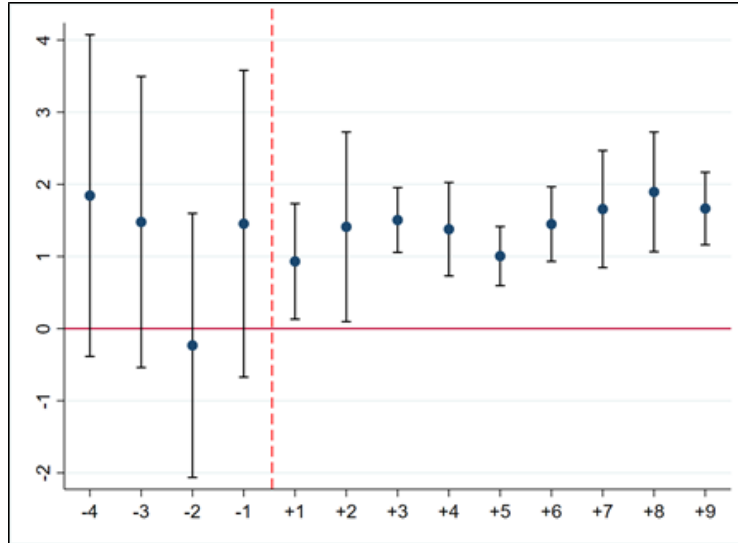
in public spending.

Additionally, the vector X_{gmt} contains municipal-level controls, as Municipal GDP, Others state and federal transfers, Ratio between the higher 10% and the 40% lower income (a measure of inequality), the proportion of the population; aged for primary education, the proportion of older people, proportion of the urban population.

Finally, τ_t and τ_m are year and municipal fixed effects that absorb idiosyncratic temporal (economic shocks, droughts, etc.) and local variations. The public spending, in general, is strongly associated with the economic cycle of the respective municipalities. Municipalities may vary the expenditure according to the local economic cycle (ZIDAR, 2019). Thus, to control for the cycles variation, we introduce the fixed effects of the economic cycle of each municipality varying over time, γ_{mt} . We follow (ZIDAR, 2019) to estimate this cycle economic fixed effect. Specifically, we estimate the variance of the annual growth rate of real GDP of each municipality between the years 1999 and 2017. Subsequently, we clustered this variance measure into four groups characterizing different economic cycles for each municipality. Thus, we interacted each of groups with year variable included in equation (1). Standard errors were estimated at the municipality level.

The Figure 2 and Figure 4 show the graphical results of the estimation of Equation 1. Specifically, Figure 2 refers to total municipal expenditure and Figure 4 refers to expenditure on education. In Figure 4, we present in Panel A, the total municipal spending in education, including all types of educational provision. In Panel B, we restricted to Elementary Education spending. It is important to note that Elementary Education is the educational stage relevant to a municipal receive more transfers from QLP.

Figure 2: Effect on Total Expenditure of the Share *Quota-Parte* program



Note: Figure 2 presents the estimated impact of the introduction of *Quota Parte* program, denoted in a red vertical dash line. The results after implementation indicate that total municipal spending increased significantly. Such impact is persistent over time, suggesting that QLP produced long-term changes in the number of resources spent.

Initially, the estimates before implementing the *Quota-Parte* program (denoted by the vertical red dashed line) are not significant. It is favorable evidence for the hypothesis of parallel trends required for the validity of the difference-in-difference strategy. Estimates indicate no difference between the total expenditures of municipalities with high educational performance compared to other municipals

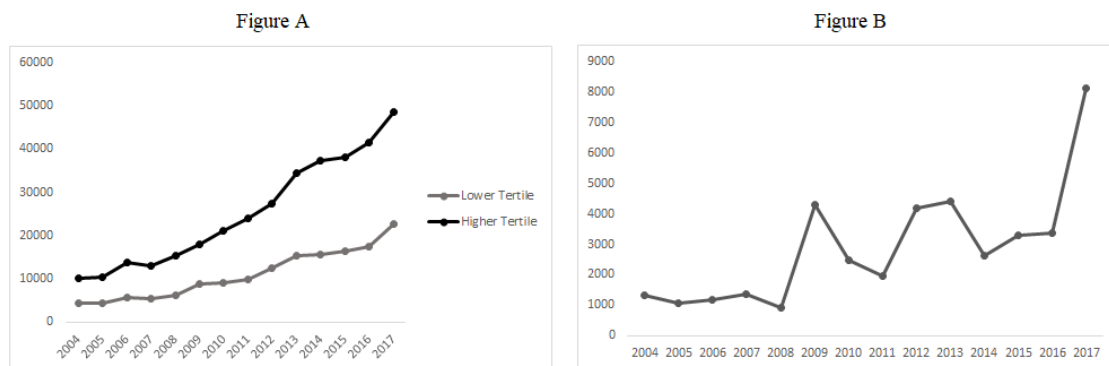
before the introduction of the QLP. Thus, the intergovernmental transfers before 2008 do not explain the differences between the spending patterns among the municipalities. Important to note the presence of a large variance estimate before the QLP, suggesting a significant heterogeneity in the association between the total municipal spending and intergovernmental transfers. After the program introduction, this relationship becomes more precise.

The estimates after the introduction of the program, we observe an increase in total municipal spending near to R\$1.62 per capita for each real received by the municipality due to the *Quota-Parte* program, in relation to the municipal expenditure in 2008. This finding suggests that municipal spending raises more than the amount received by QLP. We report the point estimates in the [Table 2](#).

This result is related to the Flypaper Effect according to which governments tend to spend more than the resources they receive from intergovernmental transfers⁹. In the case of QLP, the municipalities almost doubled their total spending in the face of an increase in transfers of resources.

In addition, and maybe more important, such an increase in total spending is persistent over time, suggesting that QLP produced a long-term impact on the total resources spent by municipalities. That is also related to the total of transfers received by the municipals after the introduction of QLP. We observe that municipals, benefited from QLP in 2009 kept receiving more resources than municipals that lost after the introduction of *Quota Parte* program. This can be observed in the [Figure 3](#).

Figure 3: Total intergovernmental transfers received by municipals



Note: Figure 3 presents the total of intergovernmental transfers received by municipals separated in two groups: Lower and higher tertile according to our main measure of municipal educational achievement (IQE).

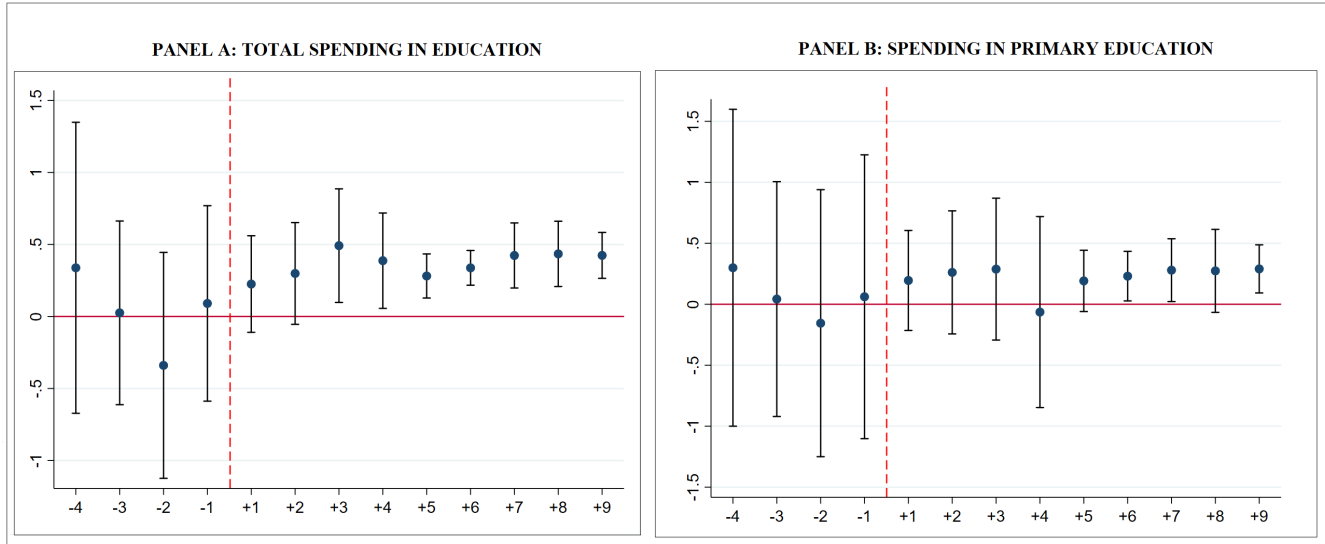
We also divided the municipals according to lower and higher tertile of our measure of municipal educational achievement (IQE) and calculated the total of intergovernmental transfers received by each group. Figure A shows that the introduction of QLP in 2009 represented a persistently increase in the intergovernmental transfer received by the municipals with higher educational results. In turn, figure B presents the difference between the total intergovernmental transfers received by both groups and confirms that the introduction of *Quota Parte* program represented a persistent rise of resources allocating to municipals with higher performance before the program.

The [Figure 4](#) presents the results for spending on education and spending on elementary education. The expenditure in education increased marginally as a result of the *Quota-Parte* program. The average estimate is 0.46 cents per capita for each real received by the share in 2009. However, spending

⁹The exact definition of the flypaper effect is that local governments increase public spending by more than do increases in private income. There is an extensive literature documenting this phenomenon, see: [Hines e Thaler \(1995\)](#), [Inman \(2008\)](#), [Helm e Stuhler \(2021\)](#). For the case of educational expenditure, see: [Gordon \(2004\)](#) and [Cascio, Gordon e Reber \(2013\)](#). For a discussion of Brazilian literature, see: [Nojosa, Linhares et al. \(2018\)](#).

on primary education did not present significant estimates after the introduction of the *Quota-Parte* program. On average, the result for elementary education was an increase of 0.23 cents per capita for each real distributed. Thus, the QLP did not similarly increased the spending in education. Furthermore, more intergovernmental transfers from QLP did not raise the spending in elementary education.

Figure 4: Effect of the Share *Quota-Parte* program on Education and Elementary Education Spending



Note: Panel A shows spending on education. It is noticed that expenditure increased due to LCP. Panel B showing spending on primary education has not shown significant results in almost every year (before and after LCP).

It is important to observe that the transfer from the QLP are not fungible. This means that municipals are not forced to spent the resources on education. However, the results presented possibly represented an unintended side effect.

In summary, the findings show that the municipalities that received more resources from *Quota-Parte* program spent less than they received on education. However, total spending increased significantly, more than the share of these municipalities initially redistributed it compared to municipalities that did not benefit from the policy. Therefore, the QLP incentives the non-educational spending more than education spending for the municipalities benefiting from the program¹⁰.

4.1 Robustness

In this subsection, we perform two robustness exercises. First, we introduce a rich set of control variables that also may determine the municipal public expenditure. Second, we estimate an alternative economic cycle fixed effects based on the β -differencing approach of Blanchard et al. (1992). Additionally, we also report the estimate of the main strategy presented in Equation 1.

The Table 2 shows the results. Columns (1), (4), and (7) refers to estimates of the main specification (Equation 1). Columns (2), (5), and (8) show the estimates for a specification that includes a

¹⁰The same exercise was performed considering the total expense subtracted from the educational expense, defined as non-educational spending. The estimates confirm the conclusions indicating that non-educational expenditure increased by approximately 1.45 reais per capita for each real received with the program. Such results are not reported in the article for concision but can be obtained by email to the authors.

set pre-determinant controls. These controls are Municipal GDP, Resources from the Municipality Participation Fund, Funds from FUNDEB, Ratio between the income of the wealthiest 10% and the most deficient 40% (a measure of inequality), the proportion of the population aged for primary education, the proportion of older people, proportion of the urban population. These variables may contribute to explain the spending behavior. For example, municipalities with a large share of the older population or poverty may spend less on children policies (BORSZTYN, 2016).

Finally, columns (3), (6), and (9) present the results by replacing the municipal's cyclically-quartile-specific year fixed effect by β -differencing approach of (BLANCHARD et al., 1992). We do not observe any significant difference in the estimates suggesting that the findings are not driven by omitted variables. The estimates suggest that an exogenous variation in the *Quota-part* share raises the total expenditure in a high magnitude; however, presents a small size effect on educational spending.

Table 2: Spent Robustness Results

Variables	Total Spend			Education Spending			Spending on Elementary Education		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Share Quota Transfers	1.627 (0.318)	1.606 (0.303)	1.670 (0.325)	0.381 (0.081)	0.382 (0.082)	0.379 (0.080)	0.258 (0.116)	0.256 (0.119)	0.256 (0.120)
Obs	2,345	2,291	2,291	2,345	2,291	2,291	2,345	2,291	2,291
R^2	0.921	0.921	0.911	0.913	0.914	0.911	0.719	0.721	0.713
Additional Controls	N	Y	Y	N	Y	Y	N	Y	Y
Year F.E.	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Municipal F.E.	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Cycle-per-year F.E.	Y	Y	N	Y	Y	N	Y	Y	N
β -differencing F.E.	N	N	Y	N	N	Y	N	N	Y

Robust Standard Errors in parentheses (*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1).

Note: Columns (1), (4), and (7) refers to estimates of the main specification. Columns (2), (5), and (8) show the estimates for a specification that includes aset pre-determinant controls. columns (3), (6), and (9) present the results by replacing the municipal's cyclically-quartile-specific year fixed effect by β -differencing approach of Blanchard et al. (1992).

5 Effect of QLP on Educational Outcomes

We also attempt to understand whether the impact of the *Quota-Parte* share differently affected the performance of schools in the 2nd year of elementary school. Evidence in favor of this hypothesis may imply that QLP increases the inequality among the schools. To this end, we exploit the variability in the quality of schools within the municipals before the introduction of the program, an approach similar to that used by Cilliers, Mbiti e Zeitlin (2021). In summary, we compare schools with similar performance before the *Quota-Parte* program in municipals that earn more transfers from the QLP in relation to the schools in municipals that lost resources.

In 2007, the SPAECE-Alfa test was applied to all students in the 2nd year of elementary school. Based on this test, schools in each municipality of Cear a's state (184 municipals), were divided into two categories according to their average performance: lower and higher achievers school. Lower achievers schools had an average performance in test scores below the median of schools in their municipal. On the other hand, higher achievers schools had an average performance above the median of all schools in

their municipal. To facilitate exposure, these categories will be indexed at $k = 1$ and 2 , respectively.

The goal is to verify if there are significant differences in performance test scores among the schools of each category in municipalities that in 2009 earns more or less with the introduction of the *Quota-Parte* program. The benefited municipalities from QLP were obtained by ranking the IQE_{m2009} similarly to the empirical exercise in Section 4. The municipalities that earned with the program are in the 33rd largest percentile (treated group), the Neutral municipalities are between the 34th and 65th percentile. Finally, the municipalities that likely lost with the *Quota-Parte* are in the 66th to the 100th percentile (control group). Let $I(CP_m) = 1$ if municipality m are in the treated group and $I(CP_m) = 0$ if municipality m belongs to the control group. The neutral group is excluded to avoid collinearity.

Consider y_{imt} the average performance of schools i in SPAECE-Alfa of municipality m , at period t . Additionally, consider the categories $k = 1, 2$ above defined. The empirical equation to be estimated for the second exercise is:

$$y_{imt} = \beta_0 + \sum_{k=1}^2 \beta_k \times I(CP_m) + \delta' X_{imt} + \tau_t + \theta_m + u_{imt} \quad (4)$$

The β_k is the parameter of interest and measured the effect of a given municipality in the treated group compared to the control group for each category $k = 1, 2$ of schools. The parameters τ_t and θ_m are the year and municipal fixed effects, respectively. Standard errors were estimated at the school level.

The empirical strategy identifies the causal effects for two reasons. First, the introduction of the *Quota-Parte* program at the end of 2007 likely did not affect the performance of schools in that same year, as the SPAECE-Alfa exam was applied before the promulgation of the *Quota-Parte* program. Second, the introduction of the QLP can be considered exogenous in relation to the educational performance of schools in each municipality. That is, before introducing the *Quota-Parte* program, schools had differences in educational performance that are not correlated with future inter-municipal state transfers program. Important to note that we are not comparing lower and higher achievers schools in different municipalities. However, lower and higher schools are differentiated within the same municipals. This guarantees the validity of the second assumption.

A threat of the identification stems from the possibility that schools between categories $k = 1, 2$ are not comparable before the QLP. To overcome this problem, two strategies are adopted. First, we consider a large set of pre-determined school-level controls, represented by the vector X_{imt} . This allows absorbing for observable differences among the schools measured before the introduction of the QLP. Second, we use the balanced entropy method, developed by Hainmueller (2012), to pairing the schools through the pre-determined variables. The pairing method allows comparing homogeneous schools.

We analyze if the effect of the *Quota Parte* program is homogeneous among the schools within the municipals on the school average performance at 2nd grade. We compare schools from municipals that have been benefited from the introduction of the QLP relative to similar schools in municipals that received less after the QLP. We consider the median of the average performance at 2nd grade, in 2007, to differentiate the schools between the higher and lower-performing schools. The results are presented in terms of standard deviations, and we also control for time and municipal fixed effects.

The Table 3 presents the results of the estimation of Equation 5. The result in column (1) compares the lower-performing schools in municipals with different transfer gains. In this turn, Column (2) compares higher-performing schools in municipals in the gradient of gains with QLP. Indeed, we are analyzing how these QLP gains have heterogeneous effects on schools above and below the median performance within the municipals.

The results suggest that higher-performing schools increase the performance at the average test score with the introduction of QLP (category $k = 2$). However, lower-performing schools do not present

significant differences according to QLP gains. This result indicates that the inequality among the schools within the municipals increased after the QLP introduction.

An potential explanation to these estimates. First, the mayor decided to allocate the resources to the schools within the municipal differently. That is, they prefer to spend in schools with a larger potential to performs well. We verify this possibility in the next Section.

Table 3: Educational Results

	k=1	k=2
Treatment	0.537 (0.340)	1.112*** (0.376)
Obs	10,120	10,200
R^2	0.689	0.551
Municipal F.E.	Y	Y
Year F.E.	Y	Y

Robust Standard Errors in parentheses (***
p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)

Note: k=1 ->Lower school median + 3rd tertile cp
in relation to 1st tertile cp
k=2 ->Upper median school + 3rd tertile cp in re-
lation to 1st tertile cp

5.1 Robustness

An important issue associated with the estimates in the [Table 3](#) is the possibility that schools in different municipalities are not comparable in each of the median. That is, schools with low (or high) performance in 2007 in municipalities that will benefit from the *Quota-Part* program may not be directly comparable to schools with low (or high) performance in municipals that will lose resources with the QLP. To overcome this limitation, two robustness exercises are performed.

The first exercise uses a rich set of control at school-level. Such measures are related to the quality of the educational offer (such as teacher quality indicators, number of students) and the characteristics of students, average literacy rate, a measure of a school delay, among others. Importantly, all these covariates are predetermined and were measured in 2007, before the introduction of the QLP.

The second exercise applies entropy matching ([HAINMUELLER, 2012](#)) considering the same pre-determined variables used in the previous exercise. The pairing increases the similarity between schools through the assigned weights, enabling an adequate comparison between treaties and control groups. Both procedures are intended to allow such schools to be comparable in each category, k.

Table 4: Educational robustness results

Panel A: Adding Controls	k=1	k=2
Treatment	0.498 (0.440)	1.631*** (0.518)
Obs	8,389	8,648
R^2	0.702	0.575
Panel B: Matching by Entropy	k=1	k=2
Treatment	0.327 (0.354)	1.116*** (0.393)
Obs	8,389	8,648
R^2	0.718	0.604
Municipal F.E. by Cohort	Y	Y
Year F.E.	Y	Y

Robust Standard Errors in parentheses (*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)

Note: The treatment parameter analyzes the impact of the interaction between schools' proficiency and the transfer of the quota, previously part of the change in legislation. Each column represents a median of proficiency (lowest performance (1) to upper performance (2), respectively). The median is associated with the transfer of LCP (municipalities most benefited with the affected ones) in order to be able to define the treatment variable.

The results present similar estimations concerning the [Table 4](#). Lower-performing schools are not affected by the introduction of *Quota-Part* program. However, the higher-performing schools increase the average educational performance after the implementation of the QLP.

6 Mechanisms

A potential explanation for the previous results is the municipal' resources allocation is differently according to the school's productivity. We refer to school productivity as the capacity of the school to use the available resources to increase the average performance of its students. Schools with lower productivity may not be preferred by the mayor over those schools that use the public expenditure with higher productivity. Under the differences in the school's capacity to raise the student performance, the mayor may have incentives to increase the resources in schools that allowed a superior gain from the QLP program.

To verify this hypothesis, we estimate a model similar to Equation 5, but replacing the dependent variable for indicators of school supply that may suggest greater spending in a specific school. We consider ten school-level variables as follows: Management Complexity; Teacher's Adequacy; Teacher's Effort I, II, III; Teacher's Regularity, Students per Class, and Teacher's with College Degree. To avoid multiple testing issues, we aggregate the outcomes using the principal component analysis (PCA) of

those variables¹¹.

The variables are standardized to have mean zero and variance one, except for student per class and class duration. The results are available in the [Table 5](#). Important to note that those variables are related to the supply and quality of public education. Then, a heterogeneous variation of *QLP* program on those variables may indicate that mayors selected schools with different performances to spent the municipal resources.

The indicators of management complexity, teacher's adequacy, teacher's effort I and II, students per class¹² and class duration, were not significant. However, the signal of the estimates and the difference in magnitudes supporting our hypothesis that schools within municipals are selected to receive more grants.

Teacher's effort III, teacher's regularity, and teachers with a college degree are significant. Teacher's efforts show that schools in the upper median have more teachers for better schools, reducing the number of students, classes per teacher, and teachers' turnover. The teacher's regularity is similar for both groups. These results maybe consequence of the selection process for teachers in the public service.

Teacher's with a college degree is significant for both groups, however only positive for the lower median, indicating that schools in this position invest in teachers with a university degree, regardless of training. Potentially, higher-performing schools already had a large share of teachers with tertiary education, suggesting that the new teachers are hired to lower-performing schools.

The variable that uses principal component analysis (PCA) is negative, however significant for the higher-performing schools. These results complement the previous estimates, suggesting that the available resources are allocated differently in schools with better prior performance. The negative sign of the PCA estimate indicates a rise in the spending on higher-performing schools in relation to lower-performing ones when the introduction of *Quota-Part* program.

Table 5: Mechanisms Results

	Management Complexity		Teacher's Adequacy		Teacher's Effort I		Teacher's Effort II		Teacher's Effort III	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
treatment	0.500 (0.435)	0.160 (0.298)	1.062 (0.683)	-0.274 (0.384)	0.203 (0.418)	0.284 (0.238)	0.203 (0.418)	0.284 (0.238)	-0.770*** (0.247)	-0.802* (0.464)
Obs	2,404	2,513	2,179	2,373	2,179	2,373	2,179	2,373	2,179	2,373
R ²	0.339	0.306	0.442	0.406	0.312	0.271	0.312	0.271	0.382	0.382
	Teacher's Regularity		Students per Class		Class Duration		Teacher's with College Degree		(PCA)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
treatment	0.895** (0.401)	0.825*** (0.292)	-0.014 (0.109)	-.0007 (0.875)	2.540 (0.672)	-3.037 (0.255)	0.421** (0.202)	-1.099*** (0.005)	-0.012 (0.098)	-1.488*** (0.005)
Obs	2,395	2,513	1,571	1,848	1,703	2,029	1,631	1,692	1,188	1,274
R ²	0.370	0.382	0.414	0.318	0.699	0.638	0.444	0.424	0.003	0.547
Municipal and Year F.E.	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Matching by Entropy	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y

Robust Standard Errors in parentheses (*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1)

Note: The variables are standardized to have mean zero and variance one, except for student per class and class duration, those variables are related to the supply and quality of public education. A heterogeneous variation of *QLP* program on those variables may indicate that mayors selected schools with different performances to spent the municipal resources.

¹¹The detailed description of these variables are found in [Table 8](#), available in Appendix

¹²For the measurement of students per class, we use 1 divide by the average of students per class. This strategy allows us to interpret the results more clearly and with an increasing scale.

7 Conclusion

This article analyzed the impact of introducing the *Quota-Parte* program (QLP) that allocates intergovernmental transfer according to educational performance. We focus on two aspects not yet analyzed in the literature about the QLP: The allocation of municipal public expenditure and the educational performance inequality at the 2nd year of elementary school. The results show that municipalities that gain with *Quota-Parte* program allocated a larger part of resources on non-educational spending. Spending on education also increased after the introduction of the program, but modestly. The spending in primary education was not affected by QLP. This result suggests that the *Quota-Parte* program did not induce the municipalities to increase their spending on education. Important to note that this is not an objective of the program. The intergovernmental transfer from the QLP is non-earmarked money for the mayors. However, we expected that a side effect of the program was the incentive to spend more on education.

Subsequently, we verified whether the educational impact of the QLP was different among schools within the municipalities. The results showed that only schools with better previous performances improved their outcomes test scores when they were located in municipalities that gained with QLP. Thus, the *Quota-Parte* program increased the inequality among the schools within the municipalities.

These findings indicate the existence of a different allocation of resources within schools in benefited municipalities. We confirm this hypothesis by analyzing the impact of the QLP on a higher set of school-level variables. Estimates suggest that schools with greater productivity in the use of public resources potentially received more expenses from mayors.

Taken together, the results showed that the QLP effect did not induce municipalities to spend more on education and contributed to increasing educational inequality at the school level. Our findings suggest as policy recommendations that incentives based on performance, similar to QLP, should consider aspects related to the allocation of resources vising to avoid the increase of inequality of schools within municipalities.

References

- BARROS, R. Paes de et al. *Sustainable Inclusive Growth in Brazil: Six Challenges Ahead*. 2018. https://fundacaoofhc.org.br/imagens/63/03/arq_16303.pdf. [Online; accessed 15-April-2021].
- BEUERMANN, D. et al. *What is a good school, and can parents tell? Evidence on the multidimensionality of school output*. [S.l.], 2018.
- BLANCHARD, O. J. et al. Regional evolutions. *Brookings papers on economic activity*, JSTOR, v. 1992, n. 1, p. 1–75, 1992.
- BRANDÃO, J. B. *O Rateio de ICMS por Desempenho de Municípios no Ceará e seu Impacto em Indicadores do Sistema de Avaliação da Educação*. 2014. 88 f. Tese (Doutorado) — Dissertação (Mestrado em Administração)-Escola Brasileira de Administração , 2014.
- BURSZTYN, L. Poverty and the political economy of public education spending: Evidence from brazil. *Journal of the European Economic Association*, Oxford University Press, v. 14, n. 5, p. 1101–1128, 2016.
- CARNEIRO, D.; IRFFI, G. Problema do risco moral na educação básica: um modelo agente-principal para a distribuição de recursos da cota parte do icms. *SEMANA DE ECONOMIA E FINANÇAS IV*, p. 1–20, 2017.

- CASCIO, E. U.; GORDON, N.; REBER, S. Local responses to federal grants: Evidence from the introduction of title i in the south. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 5, n. 3, p. 126–59, 2013.
- CILLIERS, J.; MBITI, I. M.; ZEITLIN, A. Can public rankings improve school performance? evidence from a nationwide reform in tanzania. *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, v. 56, n. 3, p. 655–685, 2021.
- CULLEN, J. B.; REBACK, R. *Tinkering toward accolades: School gaming under a performance accountability system*. [S.l.]: Emerald Group Publishing Limited, 2006.
- FERNANDES, M. M.; FERRAZ, C. *Conhecimento ou Práticas Pedagógicas? Medindo os Efeitos da Qualidade dos Professores no Desempenho dos Alunos*. 2014. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/176103/1/td620.pdf>. [Online; accessed 10-April-2021].
- FIGLIO, D. N.; GETZLER, L. S. Accountability, ability and disability: Gaming the system. *Advances in applied microeconomics*, Elsevier Oxford, UK, v. 14, p. 35–49, 2006.
- FIGLIO, D. N.; LUCAS, M. E. What's in a grade? school report cards and the housing market. *American economic review*, v. 94, n. 3, p. 591–604, 2004.
- FIGLIO, D. N.; ROUSE, C. E. Do accountability and voucher threats improve low-performing schools? *Journal of Public Economics*, Elsevier, v. 90, n. 1-2, p. 239–255, 2006.
- GORDON, N. Do federal grants boost school spending? evidence from title i. *Journal of Public Economics*, Elsevier, v. 88, n. 9-10, p. 1771–1792, 2004.
- HADDAD, M. A.; FREGUGLIA, R.; GOMES, C. Public spending and quality of education in brazil. *The Journal of Development Studies*, Taylor & Francis, v. 53, n. 10, p. 1679–1696, 2017.
- HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political analysis*, JSTOR, p. 25–46, 2012.
- HANUSHEK, E. A. Why quality matters in education. *Finance and development*, v. 42, n. 2, p. 15–19, 2005.
- HELM, I.; STUHLER, J. The dynamic response of municipal budgets to revenue shocks. CEPR Discussion Paper No. DP16137, 2021.
- HINES, J. R.; THALER, R. H. The flypaper effect. *Journal of economic perspectives*, v. 9, n. 4, p. 217–226, 1995.
- HOLANDA, M. et al. *Metodologia de cálculo da nova Lei do ICMS municipal*. 2008. https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2012/12/NT_33.pdf. [Online; accessed 5-April-2021].
- INMAN, R. P. *The flypaper effect*. 2008. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w14579/w14579.pdf. [Online; accessed 6-April-2021].
- JACKSON, C. K.; JOHNSON, R. C.; PERSICO, C. The effects of school spending on educational and economic outcomes: Evidence from school finance reforms. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 131, n. 1, p. 157–218, 2016.

- JACKSON, C. K.; WIGGER, C.; XIONG, H. Do school spending cuts matter? evidence from the great recession. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 13, n. 2, p. 304–35, 2021.
- JÚNIOR, I. J. L.; OLIVEIRA, V. H. de; LOUREIRO, A. *Incentives for Mayors to Improve Learning: Evidence from state reforms in Ceará, Brazil*. 2020. <https://www.ildolautharte.com/publication/icms/ICMS.pdf>. [Online; accessed 2-April-2021].
- KERWIN, J. T.; THORNTON, R. L. Making the grade: The sensitivity of education program effectiveness to input choices and outcome measures. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press One Rogers Street, Cambridge, MA 02142-1209, USA journals-info . . . , v. 103, n. 2, p. 251–264, 2021.
- LEE, J. D.; MEDINA, O. *Results-based financing in education: Learning from what works*. [S.l.]: World Bank, 2019.
- LOUREIRO, A. et al. The state of ceara in brazil is a role model for reducing learning poverty. World Bank, Washington, DC, 2020.
- MANUELLI, R. E.; SESHADRI, A. Human capital and the wealth of nations. *American economic review*, v. 104, n. 9, p. 2736–62, 2014.
- MBITI, I. et al. Inputs, incentives, and complementarities in education: Experimental evidence from tanzania. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 134, n. 3, p. 1627–1673, 2019.
- MBITI, I.; ROMERO, M.; SCHIPPER, Y. *Designing effective teacher performance pay programs: Experimental evidence from tanzania*. [S.l.], 2019.
- MURALIDHARAN, K.; SINGH, A.; GANIMIAN, A. J. Disrupting education? experimental evidence on technology-aided instruction in india. *American Economic Review*, v. 109, n. 4, p. 1426–60, 2019.
- NEAL, D.; SCHANZENBACH, D. W. Left behind by design: Proficiency counts and test-based accountability. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 92, n. 2, p. 263–283, 2010.
- NOJOSA, G. M.; LINHARES, F. C. et al. Variabilidade do efeito flypaper e força política: uma análise para os municípios brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 48, n. 3, 2018.
- PETTERINI, F. C.; IRFFI, G. D. Evaluating the impact of a change in the icms tax law in the state of ceará in municipal education and health indicators. *Economia*, Elsevier, v. 14, n. 3-4, p. 171–184, 2013.
- PLECKI, M. L. et al. Allocating resources and creating incentives to improve teaching and learning. *Center for the Study of Teaching and Policy*, ERIC, 2006.
- REBACK, R. Teaching to the rating: School accountability and the distribution of student achievement. *Journal of public economics*, Elsevier, v. 92, n. 5-6, p. 1394–1415, 2008.
- ROMERO, M.; SANDEFUR, J.; SANDHOLTZ, W. A. Outsourcing education: Experimental evidence from liberia. *American Economic Review*, v. 110, n. 2, p. 364–400, 2020.
- SHIRASU, M. R.; IRFFI, G. D.; PETTERINI, F. C. *Melhorando a qualidade da educação por meio do incentivo orçamentário aos prefeitos: o caso da Lei do ICMS no Ceará*. 2013. <https://caen.ufc.br/wp-content/uploads/2013/06/melhorando-a-qualidade-da-educacao-por-meio-do-incentivo-\orcamentario-aos-prefeitos-o-caso-da-lei-do-icms-no-ceara.pdf>. [Online; accessed 2-April-2021].

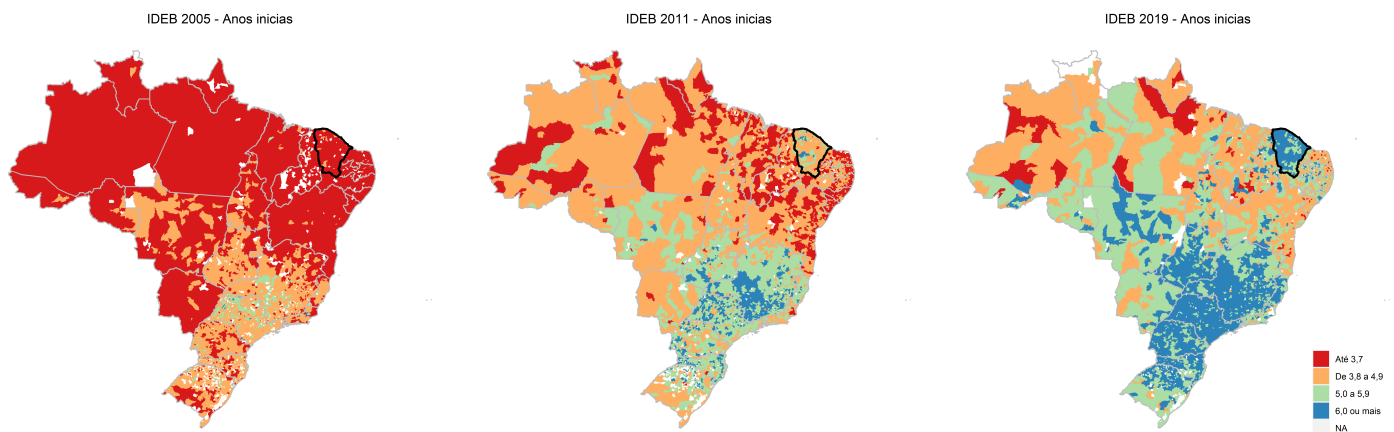
SILVA, Y. D. *Incentivos educacionais a nível governamental funcionam? Uma análise dos efeitos da Lei da Cota Parte cearense*. 2021. <http://dspace.insper.edu.br/xmlui/handle/11224/2801>. [Online; accessed 2-July-2021].

SIMÕES, A. A.; ARAÚJO, E. A. O icms e sua potencialidade como instrumento de política educacional. *Cadernos de Estudos e Pesquisas em Políticas Educacionais*, v. 3, p. 48–48, 2019.

ZIDAR, O. Tax cuts for whom? heterogeneous effects of income tax changes on growth and employment. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press Chicago, IL, v. 127, n. 3, p. 1437–1472, 2019.

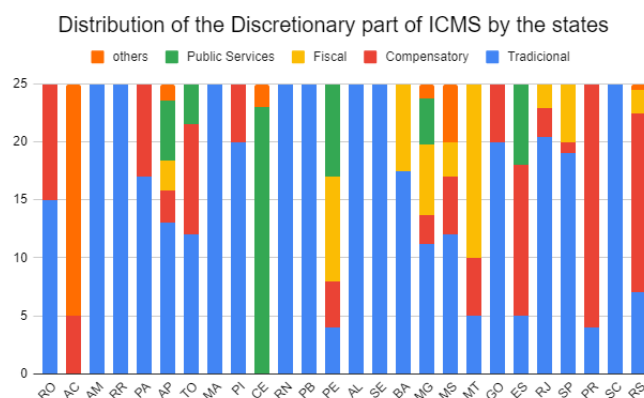
Appendix

Figure 5: Average evolution of municipalities to IDEB in the early years



Note: The set of maps shows the evolution of IDEB for the early years over the years 2005, 2011, 2019. Ceará recorded the most significant historical evolution, going from 2.8 in 2005 to 6.3 in 2019. In addition, 131 municipalities in Ceará reached an average of 6 for this stage of education in 2019. Still, according to the indicator, in 2019, 21 municipalities and 79 schools are among the 100 best rated in the initial grades.

Figure 6: Distribution of the Discretionary part of ICMS by the states



Note: Figure 1 shows the forms adopted by the states to distribute resources from the ICMS quota. Traditional referring to the VAF, egalitarian part, population, and geographic area; Compensatory payments aimed at reimbursing certain municipalities for situations or activities that are not part of the ICMS tax base; Taxes that take into account the municipal own tax revenue and some measure of lack of resources intending to equalize the municipal budgetary capacity; Public services include education, health and sanitation policies; Others include among the state programs of a very particular character such as the preservation of cultural heritage, activities related to sport and tourism, as well as the number of voters.

Source: (SIMÕES; ARAÚJO, 2019)

Table 6: Summary Statistics

Variable	Obs	Mean	SD	Min	Max
population size	2453	46851.107	189344.035	3632	2609716
total spending	2453	60985328	280108465.381	2904592.11424	5960404444.8
spending on education	2453	19343711	55273691.7878	48996.5514253	1147099622.24
spending on primary education	2453	14035782	39623631.6099	0	813009044.14
GDP	2453	447544.35	3021839.52039	9508.53343864	60212580.3096
FPM	2525	14600306	38540951.6963	1575605.25	768149696
FUNDEB	2517	13490497	31010444.0692	4062.03515625	607000576
ICMS transfers	2524	7591082.9	43770242.0899	451462.15625	915825344
Non-literate	38261	9.753	14.274	0	100
Intermediary	38261	12.667	15.025	0	100
Sufficient	38261	14.884	15.747	0	100
Desirable	38261	50.487	34.294	0	100
Specialization studies	35264	.201	.247	0	1
postgraduate studies	35264	.0028	.0360	0	1
Age ₁	38227	.089	.155	0	1
Age ₂	38227	.1537	.190	0	1
Age ₃	38227	.383	.250	0	1
Age ₄	38227	.298	.2455	0	1
Gender	38227	.808	.2055	0	1
White	38227	.169	.2090	0	1
Approval rate ₁	36516	94.870	11.838	0	100
Approval rate ₂	38128	91.760	14.314	0	100
Abandonment Rate ₁	36516	1.468	5.071	0	100
Abandonment Rate ₂	38128	1.121	4.246	0	100
Proficiency SPAECE-Alfa	38261	152.072	49.308	29.654	294.545

Note: The results on municipal expenditure are from 2004 until 2017. Otherwise educational data are from 2007 to 2015

Table 7: Description of the Variables Used for Educational Results

Variable	Description
Approval rate	The proportion of students from first and 2nd year of elementary school approved
Abandonment Rate	The proportion of 1st and 2nd Year Elementary School students who dropped out of school
Proficiency SPAECE-Alfa	Average proficiency of students in the 2nd year of elementary school at SPAECE-Alfa
Non-literate	Percentage of illiterate students (SPAECE -Alfa)
Incomplete Literacy	Percentage of students with incomplete literacy (SPAECE-Alfa)
Intermediary	Percentage of students with Intermediate literacy (SPAECE-Alfa)
Sufficient	Percentage of students with sufficient literacy (SPAECE-Alfa)
Desirable	Percentage of students with Desirable literacy (SPAECE-Alfa)
White	Average of professors declared with color/race White
Gender	Average of female teachers
Age ₁	Average age of teachers up to 24 years
Age ₂	Average age of teachers from 24 to 29 years old
Age ₃	Average age of teachers from 30 to 39 years old
Age ₄	Average age of teachers from 40 to 49 years
Specialization studies	Average of teachers with specialization
postgraduate studies	Average of professors with master's and/or doctorate degrees

Table 8: Description of the Variables Used for the Mechanism

Variable	Description
Teacher's Regularity	Indicator to evaluate the regularity of the teaching staff in the schools of basic education from the observation of the permanence of the teachers in the schools in the last five years
Teacher's Adequacy	Teachers with a higher education degree (or bachelor's degree with pedagogical complementation) in an area different combination that you teach.
Management Complexity	The school management complexity indicator summarizes the size, operating shifts, level of complexity of the steps, and the number of steps offered in a single measure.
Teaching effort I	A teacher who, in general, has up to 25 students and works in a single shift, school and stage.
Teaching effort II	A teacher who, in general, has between 25 and 150 students and works in a single shift, school and stage
Teaching effort III	A teacher who has between 25 and 300 students and works in one or two shifts in a single school and stage.
Students Per Class	1/Average Students per Class
Class Duration	Duration of school hours in minutes
Teachers with a college degree	Percentage of teachers with higher education at school in the early years
Principal Component Analysis (PCA)	Combination of indicators Teacher's Regularity ; Teacher's Adequacy; Management Complexity Teaching effort I; Teaching effort II; Teaching effort III, standardized duration class and students per class using the Principal Component Analysis methodology

Indicação da Área escolhida: Economia Social e do Trabalho
Classificação JEL do trabalho: J12, J13, J16, J18

IMPACTO DA LICENÇA MATERNIDADE SOBRE MULHERES NO SETOR PÚBLICO E PRIVADO

Thaís Lima Felipe¹, Laura de Carvalho Schiavon², Ricardo da Silva Freguglia³, Ísis Ferreira Lira⁴

¹ – Ex-aluna Departamento de Economia da UFJF

² – Professora no Departamento de Economia da UFJF

³ – Professor no Departamento de Economia da UFJF

⁴ – Doutoranda em Economia na PUC-Rio

IMPACTO DA LICENÇA MATERNIDADE SOBRE MULHERES NO SETOR PÚBLICO E PRIVADO

RESUMO

A participação das mulheres no mercado de trabalho cresceu significativamente nas últimas décadas diante aos diversos fatores como o maior grau de escolaridade das mulheres e políticas públicas de licença maternidade, no entanto as escolhas sobre maternidade podem afetar as decisões relacionadas à atuação no mercado de trabalho por parte das mulheres. Este trabalho examina o impacto da licença maternidade remunerada sobre mulheres empregadas no mercado formal público e privado do Brasil. Os dados utilizados são provenientes da RAIS (Relatório Anual de Informações Sociais) disponibilizados pela Secretaria do Trabalho do Ministério da Economia e compreendem o período entre 2012 e 2018 para o estado de São Paulo. Os resultados foram estimados por meio dos métodos de diferenças em diferenças e de estudo de evento controlados por efeitos fixos de ano, indivíduo e empresa a fim de capturar as mudanças sofridas pelas mulheres nos períodos em torno da licença maternidade. As estimativas mostram impactos heterogêneos entre setor público e privado que podem se prolongar no longo prazo, principalmente quando se trata da remuneração e número de horas contratadas. No ano posterior à licença maternidade, o impacto negativo sobre a remuneração nominal das mulheres é quatro vezes maior sobre o setor privado e persiste pelos próximos seis anos. As mulheres empregadas no setor privado tem maior probabilidade de se desligarem do vínculo empregatício. Mulheres que decidem ser mães sofrem impacto negativo também sobre o nível de escolaridade. As estimativas indicam que a política de licença maternidade pode não ser suficiente para manter as mulheres no mercado de trabalho.

Palavras-chave: Licença maternidade. Mercado de trabalho. Diferenças-em-diferenças. Estudo de evento.

ABSTRACT

The participation of women in the labor market has grown significantly in recent decades due to various factors such as the higher level of education of women and public policies on maternity leave, however, maternity choices can affect women decisions related to performance in the labor market. This study examines the maternity leave impact for women who participate in the formal public and private labor market in Brazil. The data

used in this study were made available by the Labor Secretary of Ministry of Economy and includes the period from 2012 to 2018 for the state of São Paulo. The results were estimated using the differences-in-differences and event study methods controlled by year, individual and company fixed effects in order to capture the changes experienced by women in the periods around maternity leave. The results were estimated using the event study method and show heterogeneous impacts between the public and private sectors that can be prolonged in the long term, especially when it comes to remuneration and number of hours contracted. In the year after maternity leave, the impact on women's nominal earnings is negative and four times greater on the private sector and persists for the next six years. Women employed in the private sector are more likely to leave employment. Women who decide to become mothers also have a negative impact on their level of education. Estimates indicate that the maternity leave policy may not be sufficient to keep women in the labor market.

Key Words: Maternity leave. Labor market. Differences-in-differences. Event Study.

1 INTRODUÇÃO

As políticas de licença maternidade são implementadas para que as mães possam conciliar o trabalho com as responsabilidades familiares na presença do novo filho. Pesquisadores e ativistas da causa defendem que a política pode ter benefícios sobre o desenvolvimento da criança e sobre a igualdade de gênero (Kleven *et al.*, 2019; Goldin, 2014; Goldin e Katz, 2016). O impacto da licença maternidade depende de fatores específicos como remuneração, duração da licença, elegibilidade, características sociais e culturais de cada país.

A participação das mulheres no mercado de trabalho cresceu significativamente nas últimas décadas diante aos diversos fatores como o maior grau de escolaridade das mulheres, políticas públicas de licença maternidade e cotas de gênero, entre outras (Mulligan e Rubinstein, 2008; Bertrand *et al.*, 2010; Han *et al.*, 2009; Rossin-Slater *et al.*, 2013; 2015). Embora tenha crescido, pouco mais de 60% das mulheres participavam da força de trabalho no Brasil em 2015 (IPEA, 2019). As interrupções na carreira associadas à maternidade também podem explicar essa discrepância entre participação feminina e masculina no mercado de trabalho (Bertrand *et al.*, 2010).

Desta forma, as escolhas sobre maternidade podem afetar as decisões relacionadas à atuação no mercado de trabalho por parte das mulheres. O relatório do Banco Mundial sobre gênero mostra que o setor público tende a ser um setor com menor discriminação de gênero se comparado ao setor privado, principalmente em países que optam por políticas de não discriminação (World Bank, 2020). No Brasil, as mulheres representavam 59,3% dos funcionários públicos em 2017, ainda que os homens apresentassem um salário médio superior ao das mulheres (IPEA, 2020). Esses dados revelam a importância de analisar a trajetória da mulher no setor público e como isso pode se diferenciar do setor privado.

No Brasil, todas as mulheres empregadas formalmente são elegíveis para 120 dias de licença remunerada logo após o nascimento do filho¹. A partir da base de dados do Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS) foi possível identificar as mulheres elegíveis para a licença a fim de observar e analisar o impacto da maternidade no setor público e privado. Para esse estudo utilizou-se a estratégia empírica de Diferenças-em-diferenças e de Estudo de Evento (event study) que explora a trajetória da mulher no mercado de trabalho antes e depois da licença maternidade controlando por efeitos fixos de ano, características individuais e do empregador. Para medir o impacto foram analisadas variáveis de remuneração, horas contratadas, probabilidade de separação entre outras para os anos de 2012 a 2018. Para isso, foram construídos painéis do setor público e privado utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) referentes ao estado de São Paulo fornecidos pela Secretaria do Trabalho no Ministério da Economia.

Os resultados do estudo de evento mostram impactos heterogêneos entre setor público e privado. No ano posterior à licença maternidade, a remuneração nominal das mulheres sofre um impacto negativo. No entanto, o impacto é quatro vezes maior sobre o setor privado. Embora o efeito da maternidade se reduza nos anos seguintes, ainda é persistente pelos próximos seis anos. O impacto sobre a remuneração pode ser um dos mecanismo de transmissão do efeito da queda nas horas contratadas ou do desligamento do vínculo. As duas variáveis são impactadas pela licença maternidade.

¹ A licença maternidade pode se iniciar antes do nascimento do filho dependendo das condições em que a grávida se encontra.

No setor público, o número de horas contratadas sofre uma contração pouco significativa e a probabilidade de separação é 2% maior se comparada ao ano anterior à licença. No setor privado, por outro lado, o número de horas contratadas cai 40% e a probabilidade de separação do vínculo é 30% maior no ano seguinte à licença maternidade. Mulheres com maior nível de escolaridade têm maior impacto sobre a remuneração no setor privado, o oposto acontece no setor público. Além disso, o nível de escolaridade das mulheres sofre um impacto negativo de 40% e 4% após 6 anos da licença maternidade no setor privado e público, respectivamente. As estimativas indicam que a política de licença maternidade pode não ser suficiente para manter as mulheres no mercado de trabalho.

Com esse trabalho busca-se contribuir para literatura nacional que estuda os impactos da maternidade no setor privado como Carvalho *et al.* (2006) e Machado e Pinho Neto (2016) que sugerem uma relação negativa entre a maternidade e a participação de mulheres no mercado de trabalho. Como diferencial, este trabalho busca compreender os efeitos da maternidade sobre a trajetória feminina no mercado de trabalho brasileiro e os efeitos heterogêneos entre setor público e privado. Utilizando uma abordagem muito similar à utilizada internacionalmente, espera-se que esse trabalho possa contribuir para formulações de políticas de licença maternidade e paternidade mais representativas e que abranjam as diversidades entre setor público e privado.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

As análises são baseadas nos dados do Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS) que abrange a população com vínculo formal empregatício do Brasil. A RAIS é constituída por um conjunto de variáveis contendo características do trabalhador como idade, estado civil, cor, etc e do empregador como CNPJ da empresa, horas trabalhadas, remuneração, entre outras informações que possibilitam observar a trajetória das mulheres no mercado de trabalho.

O estudo foi restringido às mulheres entre 10 e 40 anos de idade com algum vínculo empregatício no estado de São Paulo entre 2012 e 2018. Optou-se por manter na base somente mulheres que não tiraram licença maternidade ou que tiraram licença maternidade somente uma vez no período analisado. Além disso, foram excluídas da amostra informações que assumiam valores idênticos para o mesmo CPF no mesmo ano,

ou seja, que eram duplicadas. Vale ressaltar, no entanto, que podem haver mais de uma informação do mesmo CPF no mesmo ano caso o trabalhador assuma dois cargos diferentes. Essas informações foram mantidas na amostra.

Foram construídos dois painéis anuais: (1) setor público e (2) setor privado. No entanto, para essa amostra foram excluídos (1) funcionários públicos contratados sem concurso público (como cargos políticos); (2) vínculos com Empresas Públicas, Associações Públicas, Fundos Públicos e Consórcio Público de Direito Privado não foram incluídos; (3) militares e cargos políticos. Foram incluídas (4) funcionárias associadas ao governo (municipal, estadual e federal) e (5) instituições controladas pelo governo como universidades, postos de saúde, etc. Para o setor privado foram consideradas todas as outras categorias de natureza jurídica com caráter privado.

Ao final, obteve-se um painel para o setor público com 5.423.902 observações referente a 1.020.242 mulheres e um painel para o setor privado com 35.581.303 observações referente a 7.876.608 mulheres. A variável de licença maternidade foi construída com base na informação de causa do primeiro afastamento fornecida pela RAIS que, dentre outros afastamentos, declara a licença maternidade. Esta variável assume valor 1 no ano em que a mulher inicia a licença maternidade e 0, caso contrário.

Neste estudo foram utilizadas duas abordagens. A primeira, diferenças-em-diferenças (diff-in-diff), foram considerados dois períodos diferentes: todos os anos anteriores a licença maternidade em que a dummy $t_{i,t}$ assume valor igual a 0 e todos os anos posteriores a licença maternidade onde a dummy $t_{i,t}$ assume valor igual a 1. A regressão segue a seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varphi t_{i,t} + \lambda T_{i,t} + \lambda(T_{i,t} * t_{i,t}) + P_t + E_i + M_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Onde y_{it} é a variável de interesse, X_{it} um vetor de características observáveis do indivíduo i no período t , P_t é o efeito fixo de período, E_i o efeito fixo do indivíduo i , M_i é o efeito fixo da empresa em que a mulher está vinculada, $T_{i,t}$ é uma dummy que assume valor 1 se a mulher foi tratada e $t_{i,t}$ é uma dummy que assume valor 1 no ano em que a mulher tirou licença maternidade. Essa abordagem permite comparar mulheres que

tiraram licença maternidade no período t ou antes com mulheres que não tiraram licença maternidade.

O experimento ideal para estimar o impacto dos filhos na carreira das mulheres seria uma aleatorização da fecundidade. Na ausência deste experimento, foi utilizado uma segunda abordagem, o método de Estudo de Evento (Event Study) a fim de capturar as mudanças sofridas pelas mulheres nos períodos em torno da licença maternidade. Esse método permite comparar um grupo de tratamento com um grupo de controle antes e depois do tratamento, sendo que o tratamento pode ter sido aplicado em períodos diferentes. O modelo segue a seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + E_i + M_i + P_t + \sum_k \gamma_k D_{it}^k + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Onde y_{it} é a variável dependente para cada mulher i em cada ano t; X_{it} é o vetor de características observáveis de cada indivíduo i no período t; E_i é o efeito fixo de cada indivíduo, P_t é o efeito fixo do período e M_i é o efeito fixo do empregador. O índice k se refere a distância entre o ano t e o período em que a mulher tirou licença maternidade. D_{it}^k é uma dummy que assume valor 1 se o indivíduo i tirou licença há k períodos e 0, caso contrário e ϵ_{it} é o erro. O coeficiente γ_k retorna a variação na diferença entre tratados e não tratados para k períodos, ou seja, mede o efeito da licença maternidade sobre a carreira da mulher.

Para que o modelo estime corretamente o impacto da licença maternidade sobre as mulheres é necessário que a hipótese de tendências paralelas anteriormente ao evento seja satisfeita. Desta forma, espera-se que os tratados e não tratados apresentem trajetórias similares antes do tratamento. Na regressão os erros padrão estimados foram agrupados a nível de indivíduo a fim de evitar uma potencial correlação entre os termos de erro (Bertrand *et al.*, 2004). A utilização do efeito fixo de tempo (ano) visa capturar as ocorrências comuns a todos os indivíduos como choques econômicos. Já os efeitos fixo de empresa e indivíduo tem como objetivo captar as características não observadas e constantes do tempo que podem enviesar a estimação.

Neste estudo, optou-se por padronizar como base o período -1, ou seja, o ano anterior ao ano da licença maternidade. Desta forma, as variações devem ser analisadas relativamente ao ano -1 e relativamente às mulheres que não tiraram licença ou que

tiraram licença maternidade em outro período. Foram utilizadas quatro principais variáveis dependentes: (1) remuneração média nominal deflacionada, (2) remuneração média nominal por hora deflacionada, (3) quantidade de horas contratadas e (4) nível de escolaridade. A partir da variável de motivo de desligamento foram construídas outras quatro variáveis a fim de medir a probabilidade da mulher sair do mercado de trabalho: (5) probabilidade de separação.

A variável de (5) separação é igual a 1 no ano em que a mulher foi demitida ou pediu demissão no último ano em que aparecem na amostra, 0 caso contrário. Vale ressaltar, que não foi considerado como demissão ou separação desligamentos ligados a fim de contrato, posse em outro cargo inacumulável (específico para servidor público), transferência de empregado entre estabelecimentos da mesma empresa ou para outra empresa, readaptação ou redistribuição (específico para servidor público), cessão ou mudança de regime trabalhista.

3 RESULTADOS

As regressões que serão apresentadas neste estudo visam testar a hipótese de que a licença maternidade tem impacto sobre a trajetória das mulheres no mercado de trabalho em termos de remuneração, horas contratadas e permanência.

Para a abordagem de diferenças-em-diferenças foi estimado um modelo com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa e com controle por idade e idade ao quadrado. Este modelo foi estimado para três variáveis dependentes: (1) log da remuneração média nominal, (2) horas contratadas e (3) nível de escolaridade. Os resultados das três variáveis dependentes para o setor público e setor privado são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Resultado regressões por diferenças-em-diferenças

Variáveis Explicativas	Setor Público			Setor Privado		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Tratamento	-0,0338***	0,0217	-0,0235***	-0,148***	-0,187***	-0,0561***
	-0,00314	-0,02	-0,00253	-0,00143	-0,00394	-0,000927
Idade	0,0100**	-0,415***	0,0300***	0,0584***	0,301***	0,0691***
	-0,00402	-0,0232	-0,00307	-0,000691	-0,00263	-0,00066

Idade ao quadrado	-0,000139***	0,00657***	-0,000425***	-0,000912***	-0,00460***	-0,00112***
	-0,0000146	-0,000106	-1,42E-05	-7,30E-06	-2,76E-05	-6,24E-06
Constante	7,685***	41,39***	7,610***	6,458***	37,41***	5,996***
	-0,15	-0,852	-0,112	-0,0176	-0,0667	-0,0177
Observações	5.281.251	5.281.251	5.281.251	33.985.358	33.985.358	33.985.358
Número de mulheres	1.051.263	1.051.263	1.051.263	7.876.608	7.876.608	7.876.608
Efeito Fixo de ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito Fixo de indivíduo	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito Fixo de Empresa	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM

Nota: A tabela apresenta as estimativas do impacto da licença maternidade sobre diferentes variáveis dependentes (log da remuneração média nominal, horas contratadas e nível de escolaridade) para o setor público e privado de São Paulo. Os resultados se referem ao modelo com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa com controle de idade e idade ao quadrado. Os erros padrão foram clusterizados a nível de indivíduo. Os coeficientes são relatados com os erros-padrão agrupados no nível da empresa entre parênteses. Análise do nível de significância: *** indica um nível de significância de 1%, ** indica um nível de significância de 5% e * indica um nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS (2012 a 2018).

Os coeficientes da variável de tratamento apresentado na Tabela 1 trazem evidências de um impacto negativo da licença maternidade com 1% de significância sobre a remuneração nominal, nível de escolaridade e horas contratadas das mulheres no setor privado. Para o setor público, no entanto, os coeficientes revelam um impacto negativo da licença maternidade sobre a remuneração nominal e o nível de escolaridade. Comparando os coeficientes do setor público com o setor privado nota-se que o tratamento teve maior impacto sobre as mulheres vinculadas à iniciativa privada. Com uma redução de 14,8% na remuneração das mulheres no setor privado e de 3% no setor público.

Para interpretação dos resultados do estudo de evento, é necessário uma análise gráfica. Os gráficos apresentados abaixo foram construídos com base nos coeficientes das dummies do método de estudo de evento que indicam a distância do ano t ao ano em que a mulher iniciou a licença maternidade. Como o estudo considera 7 anos para análise, os valores no eixo x variam de -6 a 6 que se refere a distância do tratamento ao ano t . Optou-se por padronizar como base o período -1, ou seja, o ano anterior ao ano da licença maternidade. Desta forma, cada ponto no gráfico representa a porcentagem do impacto

do evento no ano t relativamente ao ano anterior ao evento (-1) e às mulheres que não tiraram licença ou que tiraram licença maternidade em outro período.

Após todos os controles e efeitos fixos, os resultados revelam uma queda da remuneração nominal logo após o início da licença maternidade para funcionárias públicas e, sobretudo, para mulheres no setor privado (Figura 1). Parte desse rendimento é recuperado ao longo dos seis anos seguintes. No entanto, as servidoras públicas têm uma recuperação mais rápida enquanto no setor privado ocorre uma recuperação mais lenta e a remuneração se estabiliza em um valor 10% inferior ao do ano de referência.

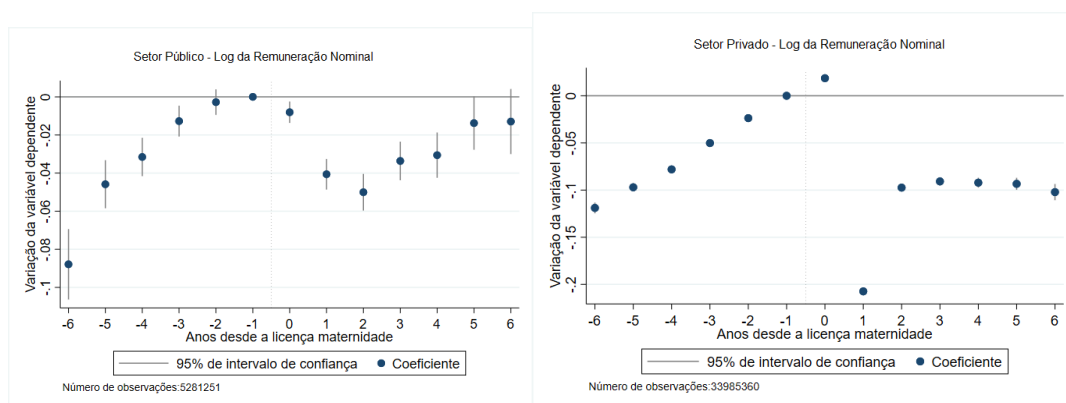


Figura 1 - Análise gráfica estudo de evento para Log de Remuneração Nominal

Nota: A figura mostra o impacto da licença maternidade sobre o log remuneração média nominal para mulheres vinculadas ao setor público e privado. Para estimação foi utilizado o método de estudo de evento com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa, assim como controle por idade e idade ao quadrado. Os erros foram clusterizados a nível do indivíduo.

Fonte: Elaboração própria com base em microdados da RAIS (2012 a 2018).

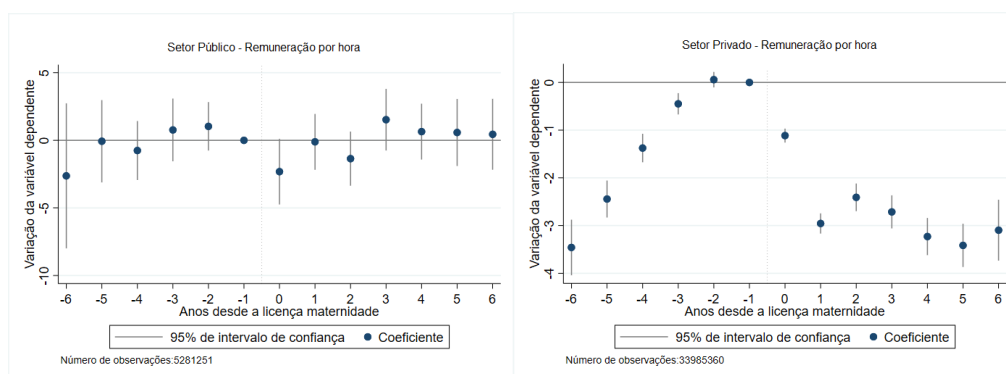


Figura 2 - Análise gráfica estudo de evento para Remuneração Nominal por hora

Nota: A figura mostra o impacto da licença maternidade sobre a remuneração média nominal por hora para mulheres vinculadas ao setor público e privado. Para a estimação foi utilizado o método de estudo de evento com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa, assim como controle por idade e idade ao quadrado. Os erros foram clusterizados a nível do indivíduo.

Fonte: Elaboração própria com base em microdados da RAIS (2012 a 2018).

Considerando a remuneração nominal por hora (Figura 2), é possível observar que o setor público apresentou uma certa estabilidade e não houve uma queda significativa logo após a licença maternidade. Para o setor privado, no entanto, um ano após a licença maternidade a remuneração por hora sofreu um impacto negativo de 30% e permanece em um nível ainda inferior ao do ano de referência.

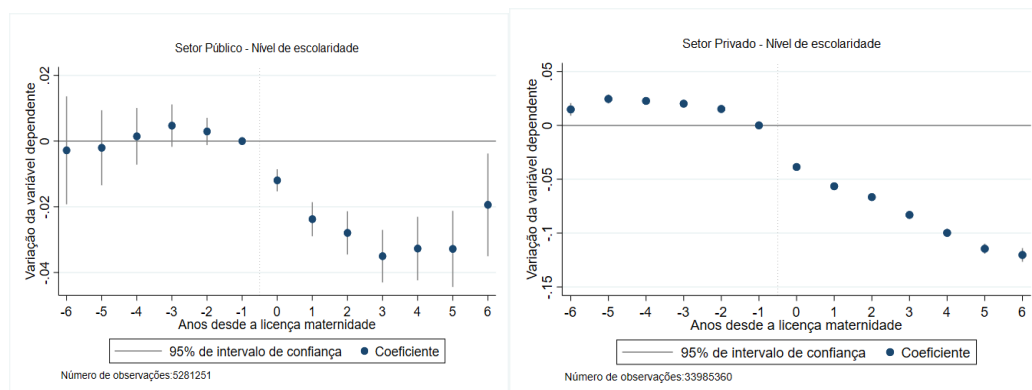


Figura 3 -Análise gráfica estudo de evento para Nível de escolaridade

Nota: A figura mostra o impacto da licença maternidade sobre o nível de escolaridade para mulheres vinculadas ao setor público e privado. Para estimação foi utilizado o método de estudo de evento com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa, assim como controle por idade e idade ao quadrado. Os erros foram clusterizados a nível do indivíduo.

Fonte: Elaboração própria com base em microdados da RAIS (2012 a 2018).

Quanto ao nível de escolaridade (Figura 3), setor público e privado seguem tendências distintas. As servidoras públicas sofrem um impacto negativo de 4% no nível de escolaridade nos anos subsequentes à licença maternidade. No entanto, após 5 anos o nível de escolaridade retoma uma tendência de crescimento. No setor privado, por outro lado, o nível de escolaridade inicia uma tendência de queda logo após a licença maternidade que se prolonga pelos próximos anos. O nível de escolaridade das mulheres empregadas no setor privado sofre um impacto de 40% após 6 anos da licença maternidade. Uma possível explicação é que enquanto mulheres que não tiraram licença

maternidade continuam estudando, mulheres com filhos provavelmente estabilizaram seu nível educacional.

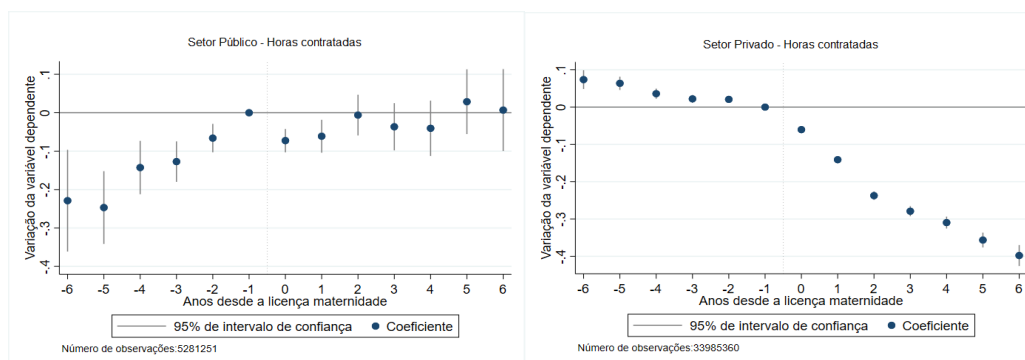


Figura 4 - Análise gráfica estudo de evento para Horas contratadas

Nota: A figura mostra o impacto da licença maternidade sobre o número de horas contratadas para mulheres vinculadas ao setor público e privado. Para estimação foi utilizado o método de estudo de evento com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa, assim como controle por idade e idade ao quadrado. Os erros foram clusterizados a nível do indivíduo.

Fonte: Elaboração própria com base em microdados da RAIS (2012 a 2018).

Ao analisar a Figura 4, nota-se que o número de horas contratadas apresenta uma certa estabilidade quanto ao setor público. Na iniciativa privada, no entanto, o número de horas contratadas inicia uma tendência de queda que se prolonga pelos próximos anos, atingindo 40% de redução 6 anos após a licença maternidade.

Os resultados mostrados anteriormente, revelam que a licença maternidade tem impacto negativo sobre a remuneração, número de horas contratadas e escolaridade das mulheres, sobretudo, no setor privado. Fatores como separação do vínculo podem estar relacionados com este impacto. Desta forma, esta seção investiga o impacto da licença maternidade sobre a probabilidade de sair do mercado de trabalho.

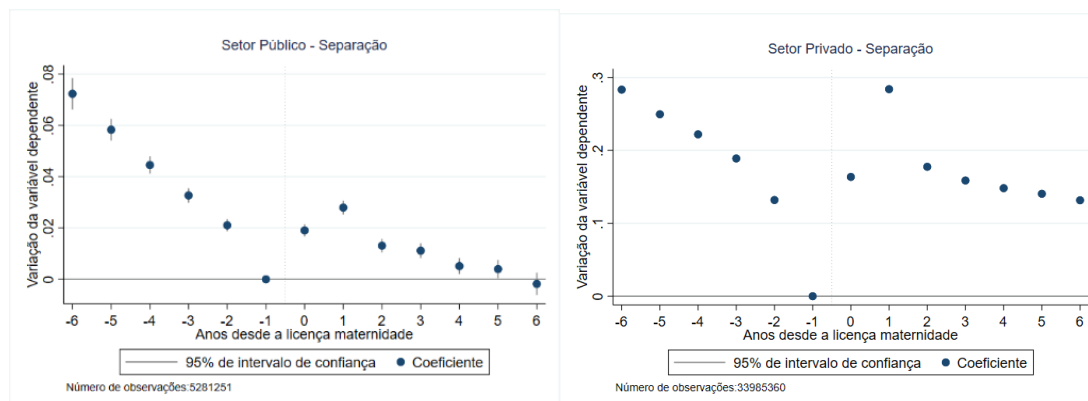


Figura 5 - Análise gráfica estudo de evento para Separação

Nota: A figura mostra o impacto da licença maternidade sobre a probabilidade de separação para mulheres vinculadas ao setor público e privado. Para estimação foi utilizado o método de estudo de evento com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa assim como controle por idade e idade ao quadrado. Os erros foram clusterizados a nível do indivíduo.

Fonte: Elaboração própria com base em microdados da RAIS (2012 a 2018).

Os resultados da Figura 5 revelam evidências interessantes. Um ano após a licença maternidade, a probabilidade de separação, ou seja, a probabilidade de ser demitida ou pedir demissão é de 3% no setor público e 30% no setor privado. Após 3 anos, a probabilidade de separação cai para em torno de 15% no setor privado.

6 CONCLUSÃO

A maior inserção de mulheres no mercado de trabalho têm contribuído para muitas mudanças na legislação de muitos países sobre políticas públicas de licença maternidade. A licença maternidade é uma política pública que permite que mães consigam equilibrar as responsabilidades do trabalho e da família garantindo seus postos de trabalho e remuneração (em alguns casos).

Este trabalho investigou o impacto da maternidade sobre a trajetórias de mulheres no mercado de trabalho formal público e privado do Brasil. Foi utilizado um estudo de evento com base nos dados da RAIS entre 2012 e 2018. Os resultados deste estudo revelam que, embora a maternidade tenha impacto negativo em ambos setores, o setor privado sofre um impacto maior. Seja em termos de remuneração ou horas contratadas, as mulheres empregadas no setor privado são mais impactadas. Mulheres que decidem ser mães sofrem impacto negativo também sobre o nível de escolaridade.

O impacto da licença maternidade pode se prolongar no longo prazo, principalmente quando se trata da remuneração e número de horas contratadas. Embora o impacto negativo seja maior nos anos seguintes a licença, os resultados revelaram uma estabilidade da remuneração e das horas contratadas em um nível inferior nos anos posteriores à licença maternidade. Sobretudo, entre as mulheres vinculadas ao setor privado.

A permanência no mercado de trabalho também é impactado pela maternidade. Nos anos posteriores à licença, as mulheres que recentemente tiveram filhos, sobretudo do setor privado, têm maior probabilidade de se separar daquele vínculo empregatício. Essa evidência corrobora para os recentes estudos sobre o impacto da licença maternidade sobre a carreira das mulheres e a importância de se pensar políticas públicas que garantam a permanência das mulheres mães no mercado de trabalho.

Através deste trabalho, buscou-se contribuir para a literatura e fornecer evidências que podem ser utilizadas durante a tomada de decisão pública. Para estudos futuros é possível ampliar essa análise para todos os estados do país buscando compreender os efeitos heterogêneos entre os estados, além de estimar os efeitos da licença paternidade sobre a carreira das mulheres.

REFERÊNCIAS

BERTRAND, M., DUFLO, E., MULLAINATHAN, S. How much should we trust differences-in-differences estimates? **The Quarterly Journal of Economics**, v.119, n. 1, p.249–275. November, 2004.

BERTRAND, M.; GOLDIN, C.; KATZ, LAWRENCE, F. Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors. **American Economic Journal: Applied Economics**, 2 (3): 228-55, 2010.

BUSER, T.; YUAN, H. Do Women Give Up Competing More Easily? Evidence from the Lab and the Dutch Math Olympiad. **American Economic Journal: Applied Economics**, 11 (3): 225-52, 2016.

CARVALHO, S. S.; FIRPO, S.; GONZAGA, G. Os efeitos do aumento da licença-maternidade sobre o salário e o emprego da mulher no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.36, n.3, p. 489-523, 2006.

FOGUEL, M. N.; RUSSO, F. M. Decomposição e Projeção da Taxa de Participação do Brasil Utilizando o Modelo Idade-Período-Corte (1992 a 2030). **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2019.

GOLDIN, C. A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter. **American Economic Review**, 104 (4): 1091-1119, 2014.

GOLDIN, C.; LAWRENCE, F. K. A Most Egalitarian Profession: Pharmacy and the Evolution of a Family-Friendly Occupation. **Journal of Labor Economics** 34 (3): 705–46, 2016.

GONZAGA, G.; FIRPO, S. Going private: Public sector rents and privatization in Brazil. **In 32o Meeting of the Brazilian Econometric Society**, 2010.

HAN, W.; RUHM, C.; WALDFOGEL, J. Parental leave policies and parents' employment and leave-taking. **Journal of Policy Analysis and Management**, v. 28, n. 1, p. 29-54, 2009.

HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. **Nova Economia**, [S. l.], v. 14, n. 2, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Estatísticas de gênero: indicadores sociais das mulheres no Brasil. 2018. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101551_informativo.pdf>. Acesso em: 23 de ago. de 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICAS (IBGE). Características Adicionais do Mercado de Trabalho. Divulgação Especial Pesquisa Nacional de Análise de Domicílios Contínua. 2019. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9171-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios-continua-mensal.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 23 de ago. de 2021.

JAYACHANDRAN, S. Social norms as a barrier to women's employment in developing countries. WIDER Working Paper Series, wp-2019-74, **World Institute for Development Economic Research**, 2019.

KLEVEN, H.; LANDAIS, C.; SOGAARD, J. E. Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. **American Economic Journal: Applied Economics**, vol 11(4), pages 181-209, 2019.

LOPEZ, F.G.; GUEDES, E. P. Três décadas de funcionalismo público no Brasil (1986-2017). IPEA, **Texto para discussão**, vol. 2579. Disponível em <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/10169>>. Acesso em: 23 de ago. de 2021.

MACHADO, C.; PINHO NETO, V. R. The labor market consequences of maternity leave policies: evidence from Brazil. **Texto para discussão**, FGV, 2016. Disponível em: <https://portal.fgv.br/sites/portal.fgv.br/files/the_labor_market_consequences_of_maternity_leave_policies_evidence_from_brazil.pdf>. Acesso em: 23 de ago. de 2021.

MULLIGAN, CASEY B. AND RUBINSTEIN, YONA. Selection, investment, and women's relative wages over time. **The Quarterly Journal of Economics**. Vol. 123, No. 3 ,pp. 1061-1110, 2008.

ROSSIN-SLATER, M. Maternity and Family Leave Policy. **Oxford Handbook of Women and the Economy**, ed. Susan L. Averett, Laura M. Argys and Saul D. Hoffman. (New York: Oxford University Press), 2018.

ROSSIN-SLATER, M.; RUHM, C.J.; WALDFOGEL, J. The effects of California's paid family leave program on mothers' leave-taking and subsequent labor market outcomes. **J Policy Anal Manage**; 32(2):224-245, 2013.

World Bank. Six facts on gender laws and the public sector. 2020. Disponível em <https://blogs.worldbank.org/governance/six-facts-gender-laws-and-public-sector?CID=WBW_AL_BlogNotification_EN_EXT>. Acesso em: 23 de ago. de 2021.

APÊNDICE A – Tabelas de regressões do estudo de evento.

Tabela 1 - Resultado regressões por estudo de evento para setor público.

Variáveis explicativas	Log Remuneração média nominal	Remuneração por hora	Horas contratadas	Nível de escolaridade
ESdummy_1	-0.0879*** (0.00943)	-2.626 (2.736)	-0.229*** (0.0676)	-0.00282 (0.00839)
ESdummy_2	-0.0459*** (0.00644)	-0.0660 (1.552)	-0.247*** (0.0483)	-0.00204 (0.00582)
ESdummy_3	-0.0316*** (0.00514)	-0.752 (1.112)	-0.143*** (0.0354)	0.00144 (0.00440)
ESdummy_4	-0.0127*** (0.00414)	0.771 (1.183)	-0.127*** (0.0269)	0.00470 (0.00329)
ESdummy_5	-0.00278 (0.00342)	1.035 (0.914)	-0.0660*** (0.0188)	0.00292 (0.00212)
ESdummy_7	-0.00806*** (0.00285)	-2.314* (1.238)	-0.0726*** (0.0155)	-0.0119*** (0.00172)
ESdummy_8	-0.0406*** (0.00410)	-0.110 (1.053)	-0.0612*** (0.0219)	-0.0238*** (0.00264)
ESdummy_9	-0.0500*** (0.00491)	-1.353 (1.021)	-0.00613 (0.0270)	-0.0279*** (0.00336)
ESdummy_10	-0.0336*** (0.00517)	1.529 (1.163)	-0.0365 (0.0313)	-0.0350*** (0.00408)
ESdummy_11	-0.0306*** (0.00606)	0.645 (1.054)	-0.0405 (0.0367)	-0.0327*** (0.00493)
ESdummy_12	-0.0138* (0.00714)	0.581 (1.265)	0.0287 (0.0430)	-0.0328*** (0.00591)
ESdummy_13	-0.0129 (0.00870)	0.447 (1.338)	0.00688 (0.0544)	-0.0194** (0.00797)
idade	0.00868** (0.00402)	-0.834 (0.708)	-0.420*** (0.0232)	0.0304*** (0.00308)
idade2	-0.000119*** (1.49e-05)	-0.00242 (0.00360)	0.00664*** (0.000108)	-0.000431*** (1.45e-05)
Constant	7.707***	146.2***	41.47***	7.604***

	(0.150)	(26.25)	(0.852)	(0.112)
Observations	5,281,251	5,281,251	5,281,251	5,281,251
R-squared	0.645	0.365	0.762	0.921

Nota: A tabela apresenta as estimativas do impacto da licença maternidade sobre diferentes variáveis dependentes (log da remuneração média nominal, horas contratadas e nível de escolaridade) para o setor público e privado de São Paulo. Os resultados se referem ao modelo com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa com controle de idade e idade ao quadrado. Os erros padrão foram clusterizados a nível de indivíduo. Os coeficientes são relatados com os erros-padrão agrupados no nível da empresa entre parênteses. Análise do nível de significância: *** indica um nível de significância de 1%, ** indica um nível de significância de 5% e * indica um nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS (2012 a 2018).

Tabela 2- Resultado regressões por estudo de evento sobre variáveis de permanência no mercado de trabalho para setor público.

Variáveis explicativas	Demissão	Pedir Demissão	Separação	Mudança de CBO
ESdummy_1	0.0215*** (0.00138)	0.0508*** (0.00281)	0.0723*** (0.00311)	0.0237*** (0.00744)
ESdummy_2	0.0177*** (0.000980)	0.0406*** (0.00195)	0.0583*** (0.00217)	0.0343*** (0.00502)
ESdummy_3	0.0135*** (0.000752)	0.0310*** (0.00156)	0.0446*** (0.00172)	0.0183*** (0.00382)
ESdummy_4	0.0105*** (0.000638)	0.0222*** (0.00130)	0.0327*** (0.00142)	0.0159*** (0.00314)
ESdummy_5	0.00732*** (0.000570)	0.0137*** (0.00109)	0.0211*** (0.00122)	0.00542** (0.00269)
ESdummy_7	0.00669*** (0.000572)	0.0124*** (0.00105)	0.0191*** (0.00118)	-0.0107*** (0.00220)
ESdummy_8	0.00929*** (0.000653)	0.0187*** (0.00120)	0.0280*** (0.00135)	-0.0116*** (0.00233)
ESdummy_9	0.00638*** (0.000678)	0.00674*** (0.00121)	0.0131*** (0.00136)	-0.0143*** (0.00247)
ESdummy_10	0.00475*** (0.000702)	0.00641*** (0.00130)	0.0112*** (0.00147)	-0.0127*** (0.00265)
ESdummy_11	0.00336*** (0.000772)	0.00180 (0.00140)	0.00516*** (0.00158)	-0.0174*** (0.00282)
ESdummy_12	0.00338*** (0.000898)	0.000618 (0.00162)	0.00400** (0.00182)	-0.0195*** (0.00321)
ESdummy_13	0.000880 (0.00102)	-0.00267 (0.00200)	-0.00179 (0.00222)	-0.0193*** (0.00386)
idade	0.00382*** (0.000524)	0.0136*** (0.000853)	0.0174*** (0.000972)	0.00954*** (0.00128)
idade2	-5.30e-05*** (2.03e-06)	-0.000184*** (3.60e-06)	- (4.10e-06)	-0.000160*** (7.12e-06)

Constant	-0.0545*** (0.0194)	-0.207*** (0.0315)	-0.262*** (0.0359)	-0.0363 (0.0456)
Observations	5,281,251	5,281,251	5,281,251	5,281,251
R-squared	0.351	0.246	0.277	0.211

Nota: A tabela apresenta as estimativas do impacto da licença maternidade sobre diferentes variáveis dependentes (log da remuneração média nominal, horas contratadas e nível de escolaridade) para o setor público e privado de São Paulo. Os resultados se referem ao modelo com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa com controle de idade e idade ao quadrado. Os erros padrão foram clusterizados a nível de indivíduo. Os coeficientes são relatados com os erros-padrão agrupados no nível da empresa entre parênteses. Análise do nível de significância: *** indica um nível de significância de 1%, ** indica um nível de significância de 5% e * indica um nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS (2012 a 2018).

Tabela 3 - Resultado regressões por estudo de evento para setor privado.

Variáveis explicativas	Log Remuneração média nominal	Remuneração por hora	Horas contratadas	Nível de escolaridade
ESdummy_1	-0.119*** (0.00292)	-3.459*** (0.297)	0.0738*** (0.0129)	0.0148*** (0.00297)
ESdummy_2	-0.0970*** (0.00215)	-2.444*** (0.198)	0.0638*** (0.00905)	0.0245*** (0.00212)
ESdummy_3	-0.0780*** (0.00176)	-1.375*** (0.152)	0.0360*** (0.00695)	0.0227*** (0.00163)
ESdummy_4	-0.0501*** (0.00148)	-0.448*** (0.114)	0.0221*** (0.00532)	0.0201*** (0.00125)
ESdummy_5	-0.0237*** (0.00125)	0.0586 (0.0827)	0.0208*** (0.00370)	0.0152*** (0.000857)
ESdummy_7	0.0187*** (0.000920)	-1.114*** (0.0750)	-0.0604*** (0.00288)	-0.0386*** (0.000614)
ESdummy_8	-0.207*** (0.00209)	-2.956*** (0.108)	-0.141*** (0.00426)	-0.0565*** (0.000959)
ESdummy_9	-0.0974*** (0.00195)	-2.408*** (0.148)	-0.237*** (0.00572)	-0.0666*** (0.00134)
ESdummy_10	-0.0908*** (0.00224)	-2.714*** (0.177)	-0.279*** (0.00687)	-0.0831*** (0.00161)
ESdummy_11	-0.0921*** (0.00265)	-3.230*** (0.199)	-0.310*** (0.00815)	-0.0998*** (0.00194)
ESdummy_12	-0.0934*** (0.00325)	-3.415*** (0.232)	-0.356*** (0.0102)	-0.115*** (0.00239)
ESdummy_13	-0.102*** (0.00437)	-3.097*** (0.326)	-0.398*** (0.0143)	-0.120*** (0.00322)
idade	0.0556***	1.706***	0.303***	0.0705***

	(0.000692)	(0.0453)	(0.00265)	(0.000662)
idade2	-0.000867***	-0.0264***	-0.00464***	-0.00114***
	(7.34e-06)	(0.000531)	(2.79e-05)	(6.28e-06)
Constant	6.501***	29.74***	37.38***	5.977***
	(0.0176)	(1.074)	(0.0669)	(0.0177)
Observations	33,985,358	33,985,358	33,985,358	33,985,358
R-squared	0.551	0.688	0.795	0.864

Nota: A tabela apresenta as estimativas do impacto da licença maternidade sobre diferentes variáveis dependentes (log da remuneração média nominal, horas contratadas e nível de escolaridade) para o setor público e privado de São Paulo. Os resultados se referem ao modelo com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa com controle de idade e idade ao quadrado. Os erros padrão foram clusterizados a nível de indivíduo. Os coeficientes são relatados com os erros-padrão agrupados no nível da empresa entre parênteses. Análise do nível de significância: *** indica um nível de significância de 1%, ** indica um nível de significância de 5% e * indica um nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS (2012 a 2018).

Tabela 4 - Resultado regressões por estudo de evento sobre variáveis de permanência no mercado de trabalho para setor privado

Variáveis explicativas	Demissão	Pedir Demissão	Separação	Mudança de CBO
ESdummy_1	0.203*** (0.00129)	0.0806*** (0.00113)	0.283*** (0.00154)	0.0226*** (0.00238)
ESdummy_2	0.178*** (0.000944)	0.0718*** (0.000817)	0.250*** (0.00113)	0.0271*** (0.00169)
ESdummy_3	0.159*** (0.000758)	0.0634*** (0.000642)	0.222*** (0.000899)	0.0280*** (0.00132)
ESdummy_4	0.135*** (0.000627)	0.0541*** (0.000519)	0.189*** (0.000739)	0.0272*** (0.00109)
ESdummy_5	0.0922*** (0.000510)	0.0398*** (0.000418)	0.132*** (0.000607)	0.0314*** (0.000952)
ESdummy_7	0.120*** (0.000539)	0.0433*** (0.000389)	0.164*** (0.000617)	-0.0599*** (0.000654)
ESdummy_8	0.233*** (0.000699)	0.0511*** (0.000450)	0.284*** (0.000750)	0.0436*** (0.000859)
ESdummy_9	0.124*** (0.000739)	0.0532*** (0.000530)	0.177*** (0.000834)	0.0509*** (0.000965)
ESdummy_1 0	0.108*** (0.000834)	0.0504*** (0.000594)	0.159*** (0.000943)	0.0300*** (0.00100)
ESdummy_1 1	0.101*** (0.000979)	0.0470*** (0.000682)	0.148*** (0.00110)	0.0224*** (0.00109)
ESdummy_1 2	0.0944*** (0.00120)	0.0460*** (0.000831)	0.140*** (0.00135)	0.0156*** (0.00125)
ESdummy_1	0.0901***	0.0416***	0.132***	0.00647***

3				
	(0.00162)	(0.00111)	(0.00182)	(0.00155)
idade	0.0103***	0.00185***	0.0121***	-0.0332***
	(0.000239)	(0.000207)	(0.000284)	(0.000293)
idade2	-0.000127***	-3.53e-05***	-0.000163***	0.000495***
	(2.38e-06)	(1.91e-06)	(2.80e-06)	(2.90e-06)
Constant	-0.0387***	0.0714***	0.0327***	0.697***
	(0.00622)	(0.00553)	(0.00744)	(0.00762)
Observations	33,985,358	33,985,358	33,985,358	33,985,358
R-squared	0.274	0.336	0.305	0.232

Nota: A tabela apresenta as estimativas do impacto da licença maternidade sobre diferentes variáveis dependentes (log da remuneração média nominal, horas contratadas e nível de escolaridade) para o setor público e privado de São Paulo. Os resultados se referem ao modelo com efeito fixo de ano, indivíduo e empresa com controle de idade e idade ao quadrado. Os erros padrão foram clusterizados a nível de indivíduo. Os coeficientes são relatados com os erros-padrão agrupados no nível da empresa entre parênteses. Análise do nível de significância: *** indica um nível de significância de 1%, ** indica um nível de significância de 5% e * indica um nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS (2012 a 2018).

Indicação da Área escolhida: Economia Regional

Classificação JEL do trabalho: R14, J18, C21

Impacto da Operação Urbana Consorciada Linha Verde em Curitiba: análise dos efeitos na criação de empresas e empregos formais

**Luiz Pedro Couto Santos Silva¹, Alexandre Alves Porsse², Ithorana Aguilar Cuco³,
Gabriele Silveira Camara⁴**

¹ – Estudante de doutorado do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora

² – Professor do Programa de Pós-graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná

³ – Estudante de doutorado do Programa de Pós-graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná

⁴ – Estudante de mestrado do Programa de Pós-graduação em Ciências Geodésicas da Universidade Federal do Paraná

Impacto da Operação Urbana Consorciada Linha Verde em Curitiba: análise dos efeitos na criação de empresas e empregos formais

RESUMO

O objetivo deste estudo é avaliar os impactos locais causados pelo zoneamento e inversões de infraestrutura de transporte da Operação Urbana Consorciada Linha Verde sobre a distribuição espacial de empregos e empresas formais na cidade de Curitiba. Esta operação consiste em um projeto estruturante de intervenções na infraestrutura urbana, que busca desenvolver regiões específicas da cidade de Curitiba através de adensamento de uso do solo, envolvendo regulações de zoneamento específicas e investimentos em um corredor de BRT, de modo que ainda há poucos estudos analisando seus impactos econômicos. A análise de impacto foi realizada por meio da estimação de modelos econométricos de diferenças-em-diferenças, com o objetivo de captar efeitos da intervenção urbana na abertura de firmas e nível de emprego em duas áreas do trecho da Linha Verde cujas intervenções já foram concluídas para três diferentes anos, o que possibilita um monitoramento do tempo de resposta da dinâmica espacial dos empregos e empresas formais à essa intervenção. A estratégia de delimitação do desenho quasi-experimental baseou-se no zoneamento da intervenção, com unidades espaciais homogêneas, evitando fontes de viés na análise. Os resultados obtidos mostram evidência de impacto apenas parciais. Não foi identificado impacto na criação de empresas nos setores Norte e Sul. No caso da análise de impacto no emprego formal, verificou-se um efeito positivo no Setor Sul, mas nenhum efeito no setor Norte. Aspectos ligados ao horizonte temporal do estudo (curto prazo), atrasos do cronograma de implementação das obras de infraestrutura e características da sub centralidade do emprego são fatores relevantes na compreensão dos efeitos mensurados.

Palavras-chave: Economia Urbana; Avaliação de Políticas Públicas; Linha Verde de Curitiba.

ABSTRACT

The objective of this study is to assess local impacts caused by the zoning and transport infrastructure investments of the Linha Verde Consortium Urban Operation on the spatial distribution of jobs and formal firms in the city of Curitiba. This operation consists of a structuring project for interventions in urban infrastructure, which aims to develop specific regions of the city of Curitiba through densification of land use, involving specific zoning regulations and investments in a BRT corridor, and yet there are few studies assessing its economic impacts. The impact analysis was made through the estimation of econometric models of differences-in-differences, seeking to observe the effects of that urban intervention on firms opening and employment level in two areas of the Linha Verde where such interventions have already been completed. This analysis was made for three different years, which makes it possible to monitor the response time of the spatial dynamics of formal jobs and companies to this intervention. The delimitation strategy of the quasi-experimental design was based on the zoning of the intervention, with homogeneous spatial units, avoiding sources of bias in the analysis. The results obtained show evidence of only partial impact. No impact on firms creation was identified in the North and South sectors. In the case of the impact analysis on formal employment, there was a positive effect in the South Sector, but no effect in the North sector. Aspects related to the time horizon of the study (short term), delays in the implementation schedule of infrastructure works and characteristics of the sub-centrality of employment are relevant factors in understanding the measured effects.

Key Words: Urban Economics; Public Policies Evaluation; Linha Verde of Curitiba.

1 INTRODUÇÃO

O sistema de transporte é considerado um importante influenciador do equilíbrio espacial urbano de cidades em todo o mundo, influenciando significativamente na localização de infraestrutura, empresas e moradias (Fujita e Ogawa, 1996; Mulley e Nelson, 2020; Haddad E Barufi, 2017). Diante disso, muitas cidades coordenaram as suas expansões urbanas com base em políticas de Desenvolvimento Orientado ao Trânsito (TOD), buscando proporcionar sustentabilidade no uso do solo urbano. No Brasil, a cidade de Curitiba tem adotado políticas de planejamento urbano TOD desde a implementação e expansão do sistema *Bus Rapid Transit* (BRT) a partir de 1974, o que influenciou significativamente na consolidação urbana dessa cidade (Curitiba, 2019), apresentando uma distribuição populacional mais intensa em regiões próximas a maiores infraestruturas de transporte público, tendo o seu zoneamento baseado em Uso Misto do Solo, hierarquizado pela sua infraestrutura viária.

Sistemas de transporte público BRT têm sido adotados em centros urbanos de todos os continentes, devido ao seu baixo custo-efetividade de implementação para promover maior velocidade de viagem, sendo uma possível estratégia de melhoria em acessibilidade urbana. Mas os efeitos de implementação de infraestrutura de BRT vão além da melhoria na acessibilidade. Alinhado com previsões do modelo AMM, proposto por Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1967), terrenos próximos a infraestruturas de BRT tendem a elevar os seus respectivos valores econômicos (Branco, 2016; Deng, 2013; D'elia et al., 2020; Rodriguez e Targa, 2004). Consequentemente, após a maior demanda por terrenos para fins residenciais, espera-se que haja atração de empresas para áreas beneficiadas por infraestruturas de transporte do BRT (Cervero e Kang, 2010; Baunn, 2005; Stakenberga, 2014).

Os mecanismos para essa alteração na forma urbana podem ocorrer a partir de maior uso do solo para fins residenciais, levando a formação de um mercado consumidor que virá a atrair principalmente empreendimentos comerciais e de serviços. Este é um dos componentes de políticas TOD, e diante disso, no ano de 2007, a cidade de Curitiba iniciou a implementação da Operação Urbana Consorciada Linha Verde com o objetivo de implementar um novo eixo estrutural de desenvolvimento urbano que ligasse fisicamente as regiões norte e sul da cidade.

A Operação Urbana Consorciada Linha Verde também visa o desenvolvimento do solo em novas regiões da cidade de Curitiba, e estabeleceu incentivos para atrair empreendimentos residenciais e empresariais, tendo estes últimos maiores incentivos em algumas das regiões dessa intervenção urbana. Diante disso, o objetivo do presente estudo foi analisar os impactos locais de obras de infraestrutura de transporte da Operação Urbana Consorciada Linha Verde na criação de empresas e empregos formais para dois diferentes setores (áreas) dessa intervenção, localizados nas partes Norte e Sul do eixo da chamada Linha Verde que cruza a cidade de Curitiba.

Para tais investigações, foram utilizados dados da RAIS identificada e de zoneamento urbano, obtido do IPPUC (Instituto de Pesquisa e Planejamento Urbano de Curitiba), para análises de modelos econométricos de Poisson com especificações de diferenças em diferenças. Os desenhos dos grupos de tratamento e contrafactuais seguiram critérios espaciais do zoneamento da intervenção urbana, afim de proporcionar a análise quasi-experimental mais adequada. Os resultados sugerem que não houve impacto das intervenções da Operação Urbana Consorciada Linha Verde no surgimento de novas empresas formais para os três primeiros anos após as inaugurações nos dois setores. No caso dos empregos, os resultados são heterogêneos, evidenciando ausência de impacto na criação de empregos formais para o setor norte e criação de empregos formais para o setor sul.

Este texto está dividido em 6 seções, que além desta introdução, abrangem uma revisão de literatura relevante para a investigação, uma exposição da área de estudo e do desenho da intervenção urbana, a descrição da base de dados. Outra seção detalha a estratégia de identificação, seguida pelos resultados e as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A acessibilidade proporcionada por um sistema de transporte urbano é um determinante fundamental para a escolha da localização de empresas e indivíduos dentro de uma área urbana. Conforme determina o equilíbrio espacial do modelo de Alonso (1964), Muth (1969) e Mills (1967), o custo líquido de comutação das residências individuais para seus respectivos locais de trabalho é decisivo na escolha dos locais de suas residências. No modelo com múltiplos centros de emprego de Fujita e Ogawa (1982), as empresas tendem a escolher se localizar em regiões onde seus lucros têm potencial relação positiva com a aglomeração espacial das empresas, o que pode afetar a distribuição urbana das atividades e de infraestrutura, resultando no surgimento de novos sub centros de emprego.

Outros estudos afirmam que os ganhos de produtividade através da distribuição da infraestrutura de transporte público é um poderoso condutor da forma urbana e fomentador do crescimento da renda regional (Anas et al., 1998; Fang et al, 2021; Duque et al., 2021; Munnell, 1992; Melo e Graham, 2009; Haddad et al. 2015 e Munnell, 1990).

Porém, os custos de implementação de rodovias públicas podem ser prejudiciais para os recursos econômicos do setor privado (*crowding-out*), o que pode afetar o nível de produtividade das empresas. Por outro lado, os custos de congestionamento e os efeitos de escala precisam ser levados em consideração para a compreensão da relação do estoque de rodovias públicas na produtividade das empresas (Ashauer 1989).

Os meios para fornecer velocidade de deslocamento e evitar congestionamentos de vias urbanas são diversos. Brueckner (2011) afirma que a cobrança de taxas sobre os usuários em vias congestionadas deve incentivar mudanças nos comportamentos de viagem, e as leis de zoneamento podem mitigar as localizações indevidas de atividades¹ que potencialmente promovam congestionamentos urbanos.

Mulley e Nelson (2021) discorrem que as políticas de Desenvolvimento Orientado ao Trânsito (TOD) estimulam a alocação espacial de atividades por meio do Uso Misto do Solo (LMU), bem como maior acessibilidade às necessidades básicas próximas às áreas residenciais. Além disso, as estratégias de urbanização por meio de políticas TOD e o sistema de transporte público devem promover o acesso a uma gama mais diversificada de serviços, o que diminui a necessidade de veículos motores privados em viagens intraurbanas.

Enquanto sistemas de transporte de metrô e ferroviários são recomendados para áreas urbanas com densidades mais intensas de emprego ou população, os sistemas BRT também podem melhorar a eficiência² das viagens intraurbanas e trazer velocidade para redes de transporte em áreas urbanas de densidades de emprego e população mais moderadas (Brunn,

¹ Como atividades industriais em bairros residenciais, que podem aumentar a demanda de estoque de rodovias e causar poluição ambiental. Uma alocação de uso do solo que adeque as atividades empresariais à infraestrutura de transporte disponível tende a aumentar o nível de bem-estar nas cidades.

² Os principais mecanismos da eficácia do BRT para proporcionar velocidade em viagens são: faixas dedicadas e alinhamento, que evita congestionamentos mistos causados por outros veículos além de ônibus; embarque em nível de plataforma e conectividade de rede de ônibus, que é hierarquicamente baseada na infraestrutura rodoviária de cada área.

2005; Cervero 2013; Tirarchi, 2010). Assim, as intervenções por meio da infraestrutura de BRT também podem afetar o uso do solo das cidades, mas não em um período de tempo muito curto (Cervero e Kang, 2011; Deng e Nelson, 2011). A hipótese é de que o processo cronológico de desenvolvimento do solo urbano por meio da implantação do BRT começa com a ocupação residencial e, em seguida, pela chegada de empresas comerciais e de serviços.

Os estudos realizados por Levinson et al. (2003.a) e Levinson et al. (2003.b) encontraram evidências de impactos de novas linhas de BRT no desenvolvimento de uso do solo nas cidades de Ottawa, Pittsburgh e Adelaide, com os aumentos observados nos ritmos de novas edificações residenciais e comerciais relacionados às construções de novas estações de BRT. Para Seul, Cervero e Kang (2011) observaram tendências de mudanças no uso de solo em áreas localizadas a 300 metros das estações do BRT após melhorias na infraestrutura daquele sistema de transporte, com maior densidade e valor da terra à medida que os lotes observados se aproximavam do BRT. Para Pequim, Deng (2013) discute sobre evidências de impactos de uma linha de BRT no desenvolvimento do mercado imobiliário local para áreas circunvizinhas após 6 anos da sua implantação, que resultou de um aumento no interesse por terrenos próximos ao sistema de BRT, devido a melhorias na acessibilidade.

Para a América do Sul, estudos de preços hedônicos conduzidos por D'elia et.al. (2020) não observaram efeitos nos valores de terrenos residenciais relacionados às novas faixas de BRT em Buenos Aires, mesmo após 3 anos após as suas implementações. Os autores supõem que tal ausência de efeitos esteja relacionada ao perfil dos moradores locais, os quais supostamente não são os que mais demandam os novos serviços de BRT. Para Bogotá, Munoz-Raskin (2006), Perdomo et al. (2000) e Rodriguez e Targa (2004) encontraram impactos positivos da infraestrutura de BRT nos valores das propriedades.

Apesar de já haver vasta literatura avaliando os impactos do sistema BRT sobre preços residenciais, investigações sobre o impacto nas características de uso do solo são razoavelmente escassas (Stokenberga, 2014; Rodriguez e Targa, 2007). No Brasil, uma investigação de preços hedônicos realizada por Branco (2016) para a cidade de Curitiba encontrou efeitos positivos da implantação da Linha Verde nos preços residenciais, antes mesmo de as construções dos seus primeiros trechos serem concluídas, o que pode estar relacionado a um efeito de antecipação e especulação imobiliária. Porém, ainda não foram realizadas investigações sobre os efeitos da implementação da Linha Verde de Curitiba sobre o uso do solo, seja em termos de ocupação residencial ou de localização de firmas e de emprego. O presente estudo busca contribuir com a literatura preenchendo parte desta lacuna, ou seja, avaliando se e em que medida o zoneamento e a provisão de infraestrutura de transporte da Linha Verde afetou a distribuição de firmas e empregos na sua vizinhança.

3 ÁREA DE ESTUDO E OPERAÇÃO URBANA CONSORCIADA LINHA VERDE

A Cidade de Curitiba possui uma área de 434 km² e 1,95 milhões de habitantes segundo dados do IBGE para 2020. Trata-se da oitava cidade mais populosa do Brasil com uma estrutura urbana organizada em 75 bairros. Historicamente, o ano de 1966 é um marco temporal relevante para a conformação urbana que se observa no período contemporâneo. O plano diretor implementado por Curitiba neste ano regulamentou a sua expansão urbana por meio de um modelo de crescimento linear, ancorado em um sistema viário trinário³ (Curitiba, 2019) e em

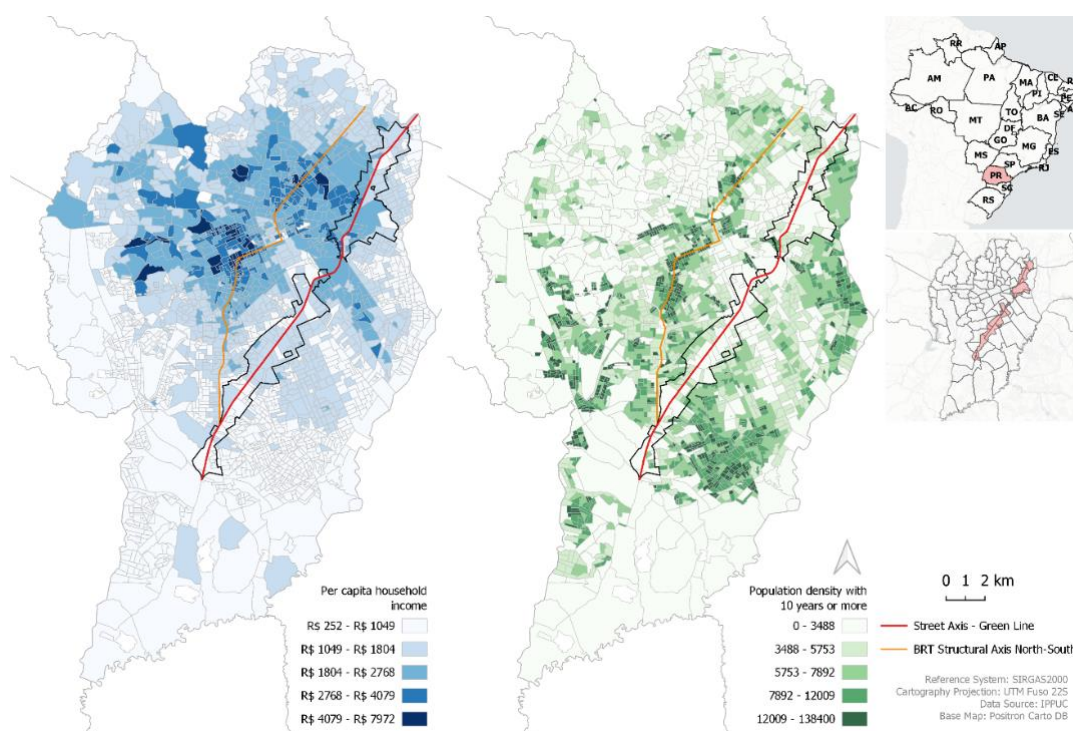
³ O qual consiste em uma estrutura de transporte hierárquico, no qual as avenidas mais largas contêm canaletas de ônibus exclusivas, e nos seus entornos, há duas ruas com menor envergadura, que servem de alimentadoras de tráfego de veículos.

regras de uso do solo mistas. No ano de 1974, a cidade implantou o sistema *Bus Rapid Transit* (BRT), que se tornou referência para a estruturação dos seus eixos trinários (ou estruturais) para a orientação o uso do solo vinculado com a infraestrutura viária.

Em 2004, a Lei do Plano Diretor de Curitiba de 1996 passou por uma mudança para se adequar ao Estatuto da Cidade (Lei 10.257/2001). O Plano Diretor de 2004 manteve os conceitos estabelecidos no Plano Diretor de 1966, consolidando as políticas urbanas importantes para a Cidade, e instituiu novos instrumentos urbanísticos (IPPUC, 2019). Com a revisão do Plano, pela primeira vez na Cidade se definiu o marco legal para viabilizar as chamadas Operações Urbanas Consorciadas, inserindo-se a Operação Urbana Consorciada Linha Verde nesse contexto. O projeto desta operação localiza-se ao longo do eixo da antiga BR-116, rodovia federal inaugurada ainda na década de 60, sendo um dos principais eixos rodoviários urbano brasileiro que conecta longitudinalmente todo o país ao longo dos cerca de quatro mil quilômetros de extensão. Em Curitiba, a rodovia BR-116 atravessa 22 bairros no sentido Norte-Sul (IPPUC, 2019)⁴.

Na Figura 1 nota-se também que em 2010 a densidade populacional da área localizada no entorno da intervenção era razoavelmente baixa, o que a caracteriza como uma região com razoável potencial de adensamento populacional que poderia ser estimulado a partir de uma melhoria das condições de provisão de infraestrutura urbana e adequação do zoneamento de uso do solo.

Figura 1 – Localização da Intervenção Urbana Linha Verde e Distribuição Espacial de Renda e População na Cidade de Curitiba - 2010



Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do Censo 2010 e do IPPUC.

⁴ Bairros envolvidos: Atuba, Tingui, Bairro Alto, Bacacheri, Jardim Social, Tarumã, Capão da Imbuia, Cristo Rei, Jardim Botânico, Cajurú, Jardim das Américas, Prado Velho, Guabirotuba, Parolin, Hauer, Fanny, Novo Mundo, Xaxim, Capão Raso.

Os principais objetivos da Operação Urbana Consorciada Linha Verde foram de transformar uma rodovia federal em uma avenida urbana de fluxo rápido e contínuo (poucas interrupções), promovendo a integração entre os bairros, além de modernizar o sistema de transporte público, ampliando seu acesso e melhorando a acessibilidade entre as regiões Norte, Central e Sul e promovendo a conservação ambiental (IPPUC, 2019).

Além dos objetivos citados, existem também os objetivos específicos, como: transformar uma zona de serviços em uma zona de uso misto do solo, com aumento da densidade habitacional e prestação de serviços; aumentar a capacidade do sistema de transporte público; reduzir o carregamento do eixo Norte-Sul do sistema de transporte; reduzir o tempo de viagem; melhorar a segurança viária; aumentar a segurança para os pedestres (iluminação pública e sinalização); implementar ciclovias e calçadas; modernizar a frota de ônibus, utilizando biocombustível; implementar um parque ao longo do eixo, utilizando plantas nativas e, por fim, recuperar três parques urbanos existentes ao longo do eixo (IPPUC, 2019).

Nesse sentido o projeto se constituiu em novo indutor de desenvolvimento da cidade, através da integração do Uso do Solo, Transporte Coletivo e Sistema Viário, e especialmente com a inserção do novo sistema de transporte, com a implantação dos eixos estruturais com canaletas exclusivas, possibilitando a opção de um deslocamento rápido entre o Sul, o Norte e o centro da Cidade. Os eixos estruturais, definidos pelo plano Diretor, são responsáveis pelo deslocamento de aproximadamente 720 mil passageiros/dia, embarcados no sistema BRT e Linhas Diretas, o que representa quase 52% da demanda diária de todo o sistema de transporte da cidade (IPPUC, 2019).

Segundo a Prefeitura de Curitiba (2012), os terrenos ocupados pelos usos comercial/serviços e o residencial se equivalem, totalizando juntos 62% da área líquida de terrenos. O uso industrial tem participação pouco significativa, ocupando cerca de 3% da área urbana. Porém, os terrenos vagos representariam 3,8 milhões de m², quase metade deles (45%) concentrados no Setor Sul.

Ainda de acordo com a Prefeitura de Curitiba (2012), a Operação Urbana Consorciada Linha Verde (OUCLV) ofertou Certificados de Potencial Adicional de Construção (CEPAC), os quais consistem em direitos urbanísticos adicionais concedidos pelo município como meio de pagamento de contrapartida a partir da outorga onerosa pelo direito de construir. Este instrumento estabelece que “o interessado poderá utilizar os CEPAC como pagamento de contrapartida em um projeto de construção apresentado à Prefeitura, ou simplesmente vincular os direitos conferidos pelo CEPAC a um lote” (Prefeitura de Curitiba, 2012, pg. 24). Dessa forma, a OUCLV consiste na política de desenvolvimento urbano recente mais relevante promovida pela cidade de Curitiba, com expectativa de influir fortemente sobre o espaço urbano ao reforçar o vetor linear de adensamento populacional e econômico no eixo Norte-Sul.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O presente estudo utilizou três bases de dados, entre elas, o Cadastro Anual de Informações Sociais Identificadas (RAIS), disponibilizada pelo Ministério do Trabalho para os anos de 2010 e 2017. Esses dados contêm informações sobre empresas e empregos formais em Curitiba, no âmbito do fluxo de estoque de empregados formais, datas de início e término das atividades de todas as pessoas jurídicas incluídas na base de dados e os endereços de cada empresa. Estes endereços foram geocodificados pelo pacote *geopy* em linguagem *python* para a obtenção das coordenadas geográficas de cada empresa, possibilitando a observação da

distribuição espacial das atividades de comércio e de serviço formais no entorno da área de estudo e ao longo dos anos de interesse.

Também utilizamos dados do Censo de 2010, fornecidos pelo IBGE, para obter informações demográficas e econômicas agregadas por setores censitários. Assim, as localizações dessas informações foram associadas geograficamente a grids homogêneos de 100 metros quadrados, os quais se caracterizam como as unidades espaciais do presente estudo. Os dados espaciais das leis de zoneamento da cidade de Curitiba, da área da Linha Verde e das faixas de ônibus foram fornecidos pelo Instituto de Pesquisa e Planejamento Urbano de Curitiba (IPPUC).

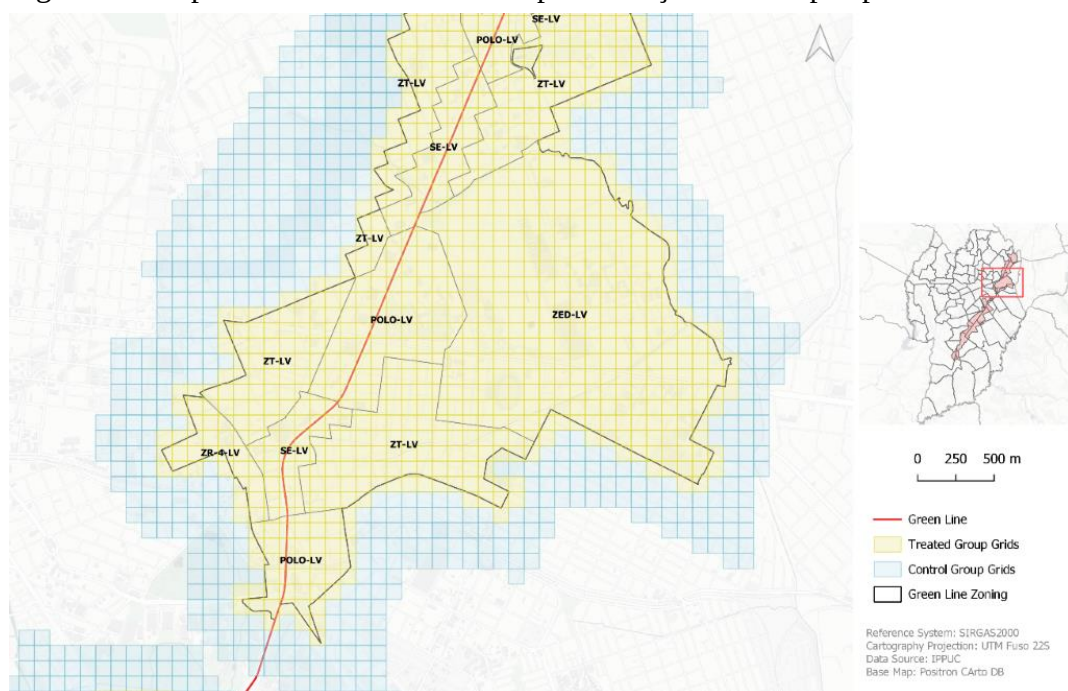
4.1 O DESENHO QUASI-EXPERIMENTAL

O procedimento econométrico aplicado neste estudo consiste na abordagem de regressão pelo método de diferenças em diferenças (DiD), o que requer a definição de critérios para identificar os grupos de tratamento e de controle.

Os critérios de determinação dos grupos adotados visaram determinar os grupos de tratamento e os seus respectivos contrafactuais que representavam adequadamente as áreas espaciais planejadas para serem afetadas pela intervenção, bem como áreas comparáveis.

Para tanto, foram utilizados grids homogêneos com 100 metros quadrados como unidades de área i , sendo determinados como tratados se estão localizados na área de zoneamento planejado da Linha Verde e como controle se pertencem a uma distância de até 300 metros das tábuas da borda dos grids na área do grupo tratado, fazendo do grupo de controle um “espelho espacial” do grupo do zoneamento da intervenção da Linha Verde (Figura 2).

Figura 2 – Mapa do Critério do Desenho para Seleção dos Grupos para o Modelo DiD



Fonte: Elaboração dos autores.

As vantagens desses critérios de delineamento para os respectivos grupos são de que: 1) seguem estritamente o zoneamento planejado da área da Linha Verde, o que permite observar os efeitos específicos associados às leis de zoneamento e a provisão de infraestrutura do BRT, que se supõe serem fontes de mecanismos para atrações de firmas àquelas localidades; 2) a delimitação espacial de grupos de tratamento e contrafactuais não é baseada em distâncias lineares arbitrárias, e sim no zoneamento da intervenção urbana consorciada; 3) é composto por grids homogêneos como unidades de observação, o que reduz as chances de viés de áreas heterogêneas (Kang, 2010). As trajetórias temporais das empresas e dos empregos formais se mostram razoavelmente similares entre os grupos formados (ver Figuras 4, 5, 6 e 7 no Anexo).

4.2 O MODELO POISSON DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS

Para as análises de impacto locais de intervenções da Operação Urbana Consorciada Linha Verde na distribuição espacial de empresas e de empregos, foram estimados modelos econométricos de Diferenças e Diferenças (DiD). Quando corretamente especificado, este método quase-experimental avalia a diferença média entre os grupos tratados e não tratados após o período de intervenção, que consiste no efeito médio do tratamento nas unidades de observação tratadas (Angrist e Pischke, 2009). Como o interesse deste estudo é de identificar a quantidade de novas empresas e empregos, que são números positivos discretos e muitos zeros nos grids, foram utilizados modelos Poisson de Diferenças em Diferenças empilhados, com a seguinte forma reduzida:

$$\ln LandDevelopment_{its} = \alpha + \beta Dt + \gamma DZLV + \delta(D_{t=1} * D_{treated}ZLV) + \ln X\varphi_i + \varepsilon \quad (1)$$

onde *LandDevelopment* é o ln do número de Firms ou Empregos formais, dentro do grid *i*, no período *t*, para o setor *s* da Linha Verde; *Dt* é uma variável *dummy* com valor 1 para os grids no período pós-intervenção; *DZLV* é uma variável *dummy* com valor 1 para os grids pertencentes ao grupo de tratamento e; *D_{t=1} * D_{treated}ZLV* é uma variável *dummy* de interação entre os grids tratados após a intervenção.

Além disso, um vetor *X* de variáveis de controle contém: uma variável *dummy* para grids que receberam mais incentivos para atividades não residenciais, o *ln* da renda média per capita e o *ln* da densidade populacional em cada grade em *t* = 2010. O conjunto de variáveis em *X* também contém as distâncias (em quilômetros) até a faixa de BRT, a estação de BRT mais próxima e o *CBD*⁵ da cidade de Curitiba, este definido como o grid com maior densidade de emprego.

Na especificação de modelos DiD, as variáveis que indicam os efeitos médios do tratamento nos tratados são observadas pelo coeficiente δ na equação 1. Para a interpretação dos resultados, a especificação *log-log* dos modelos estima o número médio de empresas ou empregos em relação ao contrafactual no período *t*=2 de interesse.

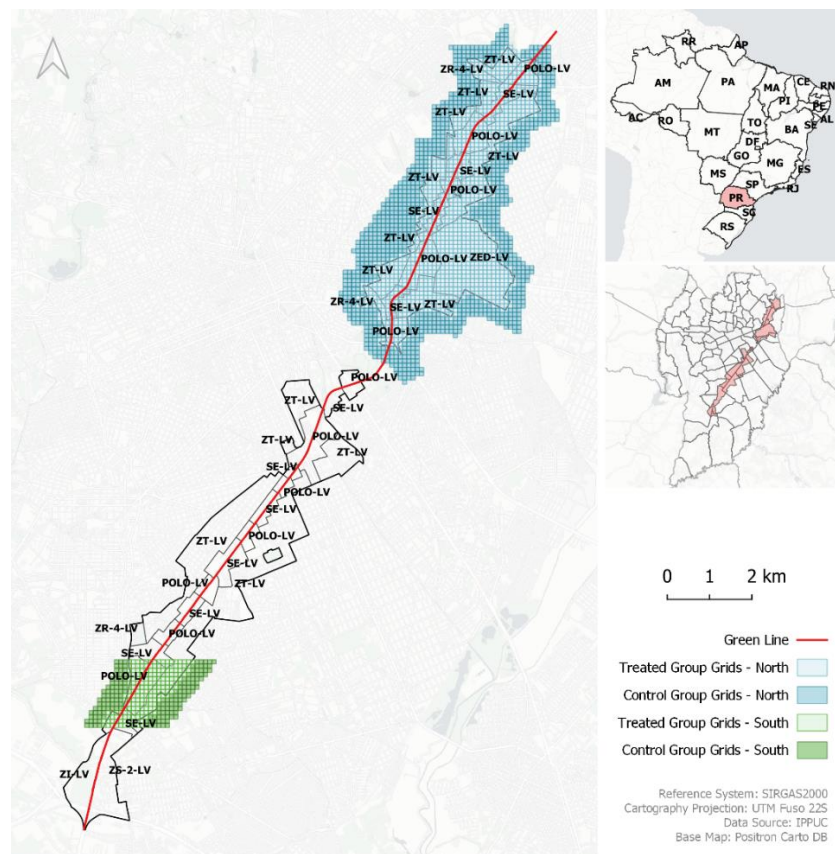
Os modelos foram aplicados em duas diferentes áreas de análise da Linha Verde:

⁵ *Central Business District*, localizado no Marco Zero de Curitiba. Estudos apontam para relações espaciais entre o mercado de emprego e essa sub-região. Ver Thomé (2020) e Silva (2021).

I) Setor Norte, localizado no Trecho Norte da Linha Verde, inaugurado no ano de 2015. Esta foi a primeira obra inaugurada no Trecho Norte, o qual tem previsão de conclusão total para o ano de 2021. Este setor contém 1,491 grids.

II) Setor Sul: um complemento final do trecho Sul da Linha Verde, que foi construído para apoiar a Copa do Mundo da FIFA no Brasil, inaugurado em maio do ano de 2014. Este setor contém 344 grids. As áreas estão ilustradas na Figura 3.

Figura 3 –Áreas Norte e Sul delimitadas para o estudo



Fonte: Elaboração dos autores, a partir da base de dados do estudo.

O Setor Norte é o maior em extensão, com 5,4 km, e teve a sua construção iniciada em 2010. Já o setor sul, com 1,9 km, iniciou sua construção em 2012. Por isso, para fins de análise de sensibilidade, foram considerados modelos com três anos finais comparativos à linha de base (2010), compreendendo os anos de 2015 até 2017.

4.3 DADOS

Na Tabela 1 encontram-se as estatísticas descritivas da base de dados referente aos setores Norte e Sul da Linha Verde. Os dados mostram que o setor norte tem maior média de empresas por grid espacial (unidade de observação), enquanto o setor sul tem maior média de empregos por grid. Proporcionalmente, os grids nos grupos de tratamento e de controle são

semelhantes entre os setores. Além de equilibrados, isso indica uma boa estratégia do método de desenho dos grupos contrafactuais utilizado por este estudo.

As variáveis de controle indicam certa heterogeneidade amostral. Embora os grids do setor norte tenham maior renda per capita do que o setor sul, as densidades populacionais médias de ambos os setores são quase semelhantes, embora haja um desvio padrão muito menor e valores mínimos e máximos mais altos para o setor sul do que para o setor norte. O padrão dessas distribuições espaciais socioeconômicas pode refletir diretamente na atração de novas empresas e postos de emprego, sendo importante inclui-las como controles no modelo.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas da Base de Dados

Variáveis	Norte				Sul			
	Média	Desv. Padrão	Min	Máx	Média	Desv. Padrão	Min	Máx
Empregos 10x15	16.26	100.1	0	2,63	15.78	61.19	0	823
Empregos 10x16	16.51	100.2	0	2,63	15.80	61.19	0	823
Empregos 10x17	16.76	102.2	0	2,63	15.80	61.19	0	823
Firmas 10x15	0.97	2.54	0	94	1.44	3.83	0	60
Firmas 10x16	0.99	2.59	0	94	1.48	4.00	0	65
Firmas 10x17	1.01	2.64	0	94	1.51	4.08	0	67
Ef Trat nos Tratados	0.28	0.45	0	1	0.27	0.44	0	1
D Tratamento	0.56	0.49	0	1	0.54	0.49	0	1
D Pós-Intervenção	0.50	0.50	0	1	0.5	0.50	0	1
Renda per capita	1,96	792.6	584	3,82	895.2	259.12	550	1,75
Densidade pop	5,53	10,33	496	11,43	5,44	4,17	830	20,5
Distância lin. ao CBDt (km)	5.12	0.87	3.09	6.75	10.03	0.52	9.20	11.0
Dist lin. Corred BRT (km)	1.03	0.61	0	2,84	3.22	0.22	0.007	0.82
Dist lin a Estac BRT (km)	3.58	2.20	0.40	8,41	1.49	0.53	0.65	2.68

Fonte: Elaboração própria, a partir da base de dados do estudo.

5 RESULTADOS

5.1 RESULTADOS PARA EMPRESAS FORMAIS

Os resultados empíricos da análise de impacto sobre a criação de empresas formais estão reportados na Tabela 2, sendo organizados por setor da Linha Verde (Norte e Sul) e ano final observado para mensuração do efeito da política (2015, 2016 e 2017). É possível verificar que a intervenção da Linha Verde não teve qualquer efeito na criação de novos estabelecimentos formais, seja no setor Norte ou no Sul. Esse resultado é sustentado pela ausência de

significância estatística da variável Efeito Médio do Tratamento nos Tratados, que são os resultados de maior interesse nos modelos de diferença e diferença.

Tabela 2 – Resultados do modelo Diff in Diff para empresas formais

	Setor					
	Norte			Sul		
Ano de comparação com 2010:	2015	2016	2017	2015	2016	2017
Efeito Médio de Tratamento nos tratados	-0.11 (0.29)	-0.12 (0.28)	-0.14 (0.28)	14.17 (19.2)	13.03 (19.2)	14.71 (18.95)
Dummy Pós Intervenção	0.15 (0.16)	0.21 (0.16)	0.25 (0.16)	-0.02 (0.16)	0.03 (0.15)	0.07 (0.15)
Dummy para Tratados	0.42** (0.18)	0.42** (0.18)	0.41** (0.18)	-2.27*** (0.49)	-2.28*** (0.48)	-2.24*** (0.48)
Dummy Incentivos	0.06 (0.10)	0.06 (0.10)	0.07 (0.10)	0.85** (0.38)	0.86** (0.37)	0.82** (0.37)
Ln Renda Per Capta	0.03 (0.12)	0.04 (0.12)	0.04 (0.12)	1.06*** (0.28)	1.06*** (0.27)	1.06*** (0.27)
Ln Dens Populacional	0.38*** (0.03)	0.38*** (0.03)	0.38*** (0.03)	0.095 (0.12)	0.07 (0.12)	0.08 (0.11)
Ln Dist linear ao CBD	-1.80*** (0.22)	-1.77*** (0.21)	-1.76*** (0.21)	1.85 (2.50)	1.71 (2.49)	1.93 (2.46)
Ln Dist linear a corr BRT	0.08 (0.07)	0.07 (0.07)	0.07 (0.07)	-1.90*** (0.36)	-1.88*** (0.35)	-1.86*** (0.35)
Ln Dist linear a est BRT	0.082 (0.10)	0.084 (0.10)	0.091 (0.10)	-0.68 (0.57)	-0.65 (0.56)	-0.68 (0.56)
Constante	-4.01*** (01.13)	-4.09*** (1.11)	-4.16*** (1.10)	-10.63** (4.38)	-10.25** (4.36)	-10.68** (4.31)
Log Máx veross	-1665	-1697	-1716	-458	-463	-468
Pseudo R2	0.06	0.06	0.06	0.12	0.12	0.12
LRchi2	236	245	250	130	135	137
Número de Observações	2,981	2,981	2,981	688	688	688

Fonte: Elaboração dos autores, a partir da base de dados do estudo.

Outro escopo da análise consiste em buscar os efeitos sobre a quantidade de empresas em diferentes anos, considerando o período de 2015 a 2017, mantendo 2010 como o ano base. Esta abordagem permite observar o período específico de início dos efeitos nas respostas das empresas à intervenção, dado o tempo de defasagem esperado para que as infraestruturas de BRT atraíam empresas, tal como sugerido por Cervero e Kang (2011).

Este é um ponto importante a se considerar nesta investigação, pois permite observar os efeitos de implementação desse sistema de transporte em áreas específicas, que, no caso deste estudo, apresentavam baixa densidade populacional no ano de início da intervenção. Era esperado que a partir de 2015 pudessem surgir efeitos da Operação Consorciada no setor sul e norte, dados os seus períodos de inauguração (2014 e 2015, respectivamente). Porém, em 2017 ainda não se observou efeitos dos incentivos diretos (por meio da lei do consórcio urbano) e indiretos (por meio da implementação de infraestrutura e maior adensamento populacional).

A característica demográfica das áreas de estudo pode ser uma fonte do atraso na chegada de novas empresas comerciais e de serviços, considerando que as decisões locacionais das empresas são condicionadas pelo tamanho potencial dos mercados consumidores locais. Cabe destacar que as inversões de infraestrutura no âmbito do projeto da OUCLV têm evoluído com diversos atrasos em relação ao seu cronograma inicial. Embora exista a previsão do projeto gerar maior adensamento populacional ao longo da Linha Verde, essa transformação tende a ser mais demorada e esperaria ser impulsionada após a conclusão completa das obras.

Embora a análise de Cervero e Kang (2011) tenha encontrado mudanças no uso do solo para a cidade de Seul em um período de 3 anos, isso pode estar relacionado às áreas com prévias altas densidades populacionais onde tais linhas foram implantadas. Portanto, este pode vir a ser um indício de relação do tempo de resposta de mudanças de uso do solo com base na densidade demográfica onde o sistema é implementado.

Branco (2016) encontrou evidências de significativa valorização dos preços de imóveis e terrenos em virtude da intervenção da Linha Verde. Este fato também pode ser mais um entrave para a abertura de estabelecimentos comerciais, dado o maior custo de implementação em uma área ainda pouco adensada. Além disso, a crise macroeconômica iniciada em 2015 e o grande atraso na entrega das obras podem ter sido fatores que desencorajaram a chegada de estabelecimentos formais na região da Operação Urbana Consorciada, ao diminuir a confiança no sucesso da intervenção e o potencial de recursos financeiros para os empreendedores.

Com respeito às variáveis de controle, nota-se alguns resultados heterogêneos que vale mencionar. No setor Norte, a densidade populacional é positivamente relacionada com a abertura de firmas enquanto não se observou relação significativa com a renda per capita. Já no setor Sul ocorre o inverso. Isso sugere que diferenças no perfil de renda em uma futura fase de adensamento populacional ao longo da Linha Verde importa para o processo de criação de novas firmas. Os resultados obtidos para a variável de distância até o CBD indicam que o CBD de Curitiba exerce força de atração de firmas em relação ao setor Norte, mas não em relação ao setor Sul. No caso da distância até o corredor de BRT, observou-se existe uma força de atração nas áreas mais próximas do corredor somente no setor Sul. A distância até a estação de BRT mais próxima não se mostrou significativa nos dois setores.

5.2 RESULTADOS PARA EMPREGOS FORMAIS

Os resultados obtidos para o estudo de impacto nos vínculos de empregos formais são reportados na Tabela 3. Como pode ser observado, no setor norte não houve impacto na criação de postos de trabalho por meio da intervenção urbana associada a OUCLV. Porém, no setor sul, tem-se evidências de aumento de postos de trabalho a partir de 2015, com níveis de significância dos coeficientes em 10%. Os efeitos observados neste setor também são marginalmente crescentes, e indicam uma expansão média de aproximadamente 16% no emprego formal. Como não se verificou evidências de expansão do número de firmas, pode-se concluir que este resultado indica um aumento da intensidade do trabalho nas empresas que operam no setor Sul.

Tabela 3 – Resultados do modelo Diff in Diff para empregos formais

	Setor					
	Norte			Sul		
Ano de comparação a 2010:	2015	2016	2017	2015	2016	2017
Efeito Médio de Tratamento nos tratados	-0.16 (0.15)	-0.19 (0.14)	-0.21 (0.14)	16.16* (9.49)	16.25* (9.48)	16.52* (9.47)
Dummy Pós Intervenção	0.16* (0.085)	0.20** (0.084)	0.24*** (0.084)	-0.13 (0.096)	0.13 (0.096)	-0.13 (0.096)
Dummy para Tratados	0.38*** (0.09)	0.40** (0.09)	0.40*** (0.09)	-1.30*** (0.25)	-2.28*** (0.25)	-1.30*** (0.25)
Dummy Incentivos	0.05 (0.05)	0.05 (0.05)	0.05 (0.05)	0.77** (0.20)	0.77** (0.20)	0.77** (0.20)
Ln Renda Per Capta	-0.03 (0.06)	-0.03 (0.06)	-0.02 (0.06)	0.92*** (0.14)	0.92*** (0.14)	0.93*** (0.14)
Ln Dens Populacional	0.27*** (0.02)	0.26*** (0.02)	0.26*** (0.02)	0.23*** (0.06)	0.23*** (0.06)	0.23*** (0.06)
Ln Dist linear ao CBD	-1.56*** (0.11)	-1.56*** (0.11)	-1.54*** (0.11)	2.14* (1.23)	2.15* (1.23)	2.18* (1.23)
Ln Dist linear a corrdrr BRT	0.03 (0.03)	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)	-1.23*** (0.19)	-1.23*** (0.19)	-1.24*** (0.19)
Ln Dist linear a est BRT	0.04 (0.05)	0.06 (0.05)	0.05 (0.05)	-0.34 (0.29)	-0.34 (0.29)	-0.34 (0.29)
Constante	-1.32** (0.59)	-1.28** (0.58)	-1.34*** (0.58)	-10.62*** (2.22)	-10.64** (2.22)	-10.74*** (2.22)
Log Máx Verossim	-4282	-4136	-4337	-1033	-1034	-1033
Pseudo R2	0.05	0.05	0.05	0.09	0.09	0.09
LRchi2	523	531	535	208	208	209
Número de Observações	2,981	2,981	2,981	688	688	688

Fonte: Elaboração dos autores, a partir da base de dados do estudo.

Convém destacar que a área analisada no setor Sul está relativamente próxima da região de zoneamento industrial da cidade de Curitiba, aspecto que pode contribuir para estimular uma resposta na geração de emprego nessa região em atividades que sejam complementares àquelas do polo industrial local.

As variáveis de controle também apresentaram resultados heterogêneos com alguma diferenciação face os resultados obtidos na avaliação sobre o impacto nas empresas formais. A densidade populacional apresentou correlação positiva com os empregos formais nos dois setores, enquanto a renda per capita tem relação significativa somente no setor Sul.

Vale também notar os resultados dos coeficientes com relação a distância linear do CBD de Curitiba, cujos efeitos são estatisticamente significantes, mas com sinais diferentes nos dois

setores. O setor norte está localizado a cerca de 4 quilômetros do centro de Curitiba, e o efeito observado indica que o CBD exerce uma força de atração de emprego típica de uma estrutura urbana monocêntrica.

Entretanto, no setor sul, localizado a cerca de 10 quilômetros do CBD, o efeito observado foi positivo e relativamente elevado. Isso indica que o setor sul da Linha Verde possui atributos que fortalecem a subcentralidade do emprego nesta região. De fato, as evidências do estudo desenvolvido por Thomé (2020) mostram que a distribuição do emprego na cidade Curitiba é policêntrica, sendo que a parte Sul da cidade possui alguns espaços com características de subcentro de emprego.

Um outro fator que pode ser relacionado com os resultados obtidos para a criação de empregos formais no setor sul está relacionado com a temporalidade da execução e finalização das obras estruturais do projeto OUCLV. Grande parte das obras do trecho Sul da Linha Verde teve início em 2007, sendo entregue no ano de 2009. Já as obras do trecho Norte iniciaram tardiamente devido restrições de financiamento, em 2010⁶. Dessa forma, não se pode descartar que uma maior defasagem temporal entre as observações de emprego avaliadas e o período de conclusão das obras de infraestrutura seja relevante para a mensuração de impactos na geração de emprego formal.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo avaliou o impacto local para intervenções relacionadas a Operação Consorciada Urbana Linha Verde em Curitiba, que envolvem uma política de zoneamento urbano integrada a inversões de infraestrutura de transporte baseada em um sistema BRT. Para isto, foram utilizados modelos de diferenças em diferenças com o objetivo de mensurar a existência e magnitude de impactos causais dessa intervenção na criação de empresas e empregos formais em dois setores (duas áreas) dos trechos Norte e Sul da Linha Verde em Curitiba. Os resultados mostram que não houve impacto local na criação de empresas em nenhum dos dois setores avaliados. Com relação aos empregos formais, o setor norte também não apresentou impacto no grupo de tratamento após inaugurações de obras. Contudo, no setor sul obteve-se evidências de efeitos positivos na criação de empregos formais para os anos de 2015, 2016 e 2017, marginalmente crescentes.

Pelo menos dois fatores podem ser considerados relevantes para a compreensão dos resultados obtidos. O primeiro diz respeito ao horizonte de curto prazo que caracteriza o presente estudo, uma vez que projetos estruturantes de intervenção no espaço urbano, como é o caso da Operação Consorciada Urbana Linha Verde em Curitiba, tendem a produzir mudanças estruturais mais fortes realizados no longo prazo. Isso explicaria a ausência de efeitos observados para a criação de novas empresas nos dois setores da Linha Verde, tendo em vista que novos empreendimentos requerem alguma percepção rentabilidade para suportar a imobilização de capital. Além disso, o mercado potencial para atividades comerciais e de serviços é influenciado pelas condições de adensamento populacional no espaço urbano. Mudanças expressivas no nível de densidade populacional é um fenômeno de longo prazo, que eventualmente deve ser estimulado após concluídas todas as intervenções de infraestrutura programadas no projeto OCULV.

O segundo fator diz respeito aos atributos locais condicionantes dos padrões de subcentralidade do emprego nas estruturas urbanas policêntrica, dentre os quais desempenham

⁶ Vale lembrar que o setor Norte analisado neste estudo foi concluído em 2015, compreendendo uma parcela de toda a extensão do trecho Norte da Linha Verde.

papel relevante as economias de aglomeração, os custos de transporte e as relações de complementariedade setorial dentro do espaço urbano. No balanceamento desses atributos, o setor Sul da Linha Verde possui vantagens em relação ao setor Norte, como já identificado por Thomé (2020) em seu estudo sobre poli centralidade do emprego na cidade de Curitiba. Este estudo identificou que a região Sul da cidade de Curitiba possui pelo menos três subcentros de emprego. Dessa forma, a despeito do curto horizonte de tempo avaliado no presente estudo, não surpreende que a identificação de aumento no nível de empregos formais tenha ocorrido no setor Sul da Linha Verde.

Em síntese, os resultados aqui obtidos ainda não são suficientes para afirmar que a Operação Consorciada Urbana Linha Verde em Curitiba tem promovido uma mudança estrutural significativa na distribuição das firmas e dos empregos no espaço urbano da cidade de Curitiba, notadamente na área influência que caracteriza o zoneamento da Linha Verde e a localização das principais inversões de infraestrutura de transporte. A despeito do efeito positivo identificado na geração de empregos formais no setor Sul, entende-se necessário empreender outros estudos para aferir de forma mais conclusiva sobre os impactos da Operação Consorciada Urbana Linha Verde na cidade de Curitiba.

REFERÊNCIAS

- ALONSO, W. Location and Land Use. Harvard Univ. Press, Cambridge, MA. 1964.
- ANAS, A.; ARNOTT, R.; SMALL, K. A. Urban spatial structure. Journal of economic literature, v. 36, n. 3, p. 1426-1464, 1998.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. Mostly harmless econometrics. Princeton university press, 2009.
- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive?. Journal of monetary economics, v. 23, n. 2, p. 177-200, 1989.
- BRANCO, J. A influência do sistema BRT no preço dos imóveis em Curitiba: uma análise com modelos de preços hedônicos. 2016. (Dissertação de Mestrado em Desenvolvimento Econômico) Universidade Federal do Paraná, 2020. <Disponível em: <<https://www.prppg.ufpr.br/siga/visitante/trabalhoConclusaoWS?idpessoal=28030&idprograma=40001016024P0&anobase=2016&idtc=13>>.
- BRASIL. Lei Federal nº 10.257/2001. Estatuto das Cidades. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LEIS_2001/L10257.htm
- BRUECKNER, J. Lectures on urban economics. The MIT Press, v.1, 2011
- BRUNN, E. Bus Rapid Transit and Light Rail: Comparing Operating Costs with a Parametric Cost Model. Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board, n. 1927, Transportation Research Board of the National Academies, Washington. pp. 11–21, 2005.
- CERVERO, R.; KANG, C. D. Bus Rapid Transit Impacts on Land Uses and Land Values in Seoul, Korea. Transport Policy, v. 18, n. 1, p. 102-116, 2011.
- COOK, L. M.; MUNNELL, A. H. How does public infrastructure affect regional economic performance?. New England economic review, n. Sep, p. 11-33, 1990.
- CURITIBA, Câmara Municipal de Curitiba. Conheça a História dos planos diretores de Curitiba – Parte I. <Disponível em: https://www.cmc.pr.gov.br/ass_det.php?not=25680#&panel1-2> acesso em 03/07/2020.

CURITIBA. Lei Municipal nº 9.800/2000. Dispõe sobre o Zoneamento, Uso e Ocupação do Solo no Município de Curitiba e dá outras providências

CURITIBA. Lei Municipal nº 15.511/2009. Dispõe sobre o zoneamento, uso e ocupação do solo no Município de Curitiba e dá outras providências.

CURITIBA. Lei Municipal nº 13.909/2011. Aprova a Operação Urbana Consolidada Linha Verde, estabelece diretrizes urbanísticas para área de influência da atual Linha Verde

CURITIBA. Prospecto de Registro da Operação Urbana Consolidada Linha Verde 2012.

CURITIBA. Eixos de Integração: Para entender o histórico da Linha Verde (2019). < Disponível em: <https://www.curitiba.pr.gov.br/noticiasespeciais/a-evolucao-da-linha-verde/17>> acesso em 14/08/2020.

DE JESUS RODRIGUES, T. Efeitos do metrô sobre a especialização setorial e funcional na área urbana de Salvador. Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, v. 13, n. 4, p. 465-486, 2019.

D'ELIA, V. V.; GRAND, M. C.; LEÓN, S. Bus rapid transit and property values in Buenos Aires: Combined spatial hedonic pricing and propensity score techniques. Research in Transportation Economics, v. 80, p. 100814, 2020.

FANG, W.; ZHENG, Y.; DIAO, MI.; ZHAO, J. Dispersion of agglomeration through high-speed rail in China. Em: Mulley e Nelson: Urban Form and Accessibility Social, Economic, and Environment Impacts. Elsevier, 2020.

FUJITA, M.; OGAWA, H. Multiple equilibria and structural transition of non-monocentric urban configurations. Regional science and urban economics, v. 12, n. 2, p. 161-196, 1982.

FUJITA, M.; THISSE, J. Economics of Agglomeration. Journal of Japanese and international Economies, v.10, n.21, pp.339-378, 1996

HADDAD, A. E; BARUFI, M. B. A. From Rivers to Roads: Spatial Mismatch and inequity of opportunity in urban labor markets of a megacity. Habitat International, v. 68, pp. 3-14, 2017.

HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J., PORSE, A. A., VAN LEEUWEN, E. S., & VIEIRA, R. S. The underground economy: tracking the higher-order economic impacts of the São Paulo subway system. Transportation Research Part A: Policy and Practice, v. 73, p. 18-30, 2015.

INSTITUTO DE PESQUISA E PLANEJAMENTO URBANO DE CURITIBA - IPPUC. Ampliação da Capacidade e Velocidade da Linha Direta Inter2. Curitiba: IPPUC, out. 2019. Disponível em:

http://www.ippuc.org.br/visualizar.php?doc=https://admsite2013.ippuc.org.br/arquivos/documentos/D327/D327_036_BR.pdf. Acesso em 17 de julho de 2021.

KANG, C. The Impact of Bus Rapid Transit on Location Choice of Creative Industries and Employment Density in Seoul, Korea. Interlational Journal of Urban Sciences, v.14(2), pp.123-151, 2010.

MILLS, E. S. An aggregate model of resource allocation in a metropolitan area. Amererican Economic Review. v. 57, pp. 197–210. 1967.

MULLEY, C.; NELSON, J. D. (Ed.). Urban Form and Accessibility: Social, Economic, and Environment Impacts. Elsevier, 2020.

MUNNELL, A. H. Policy watch: infrastructure investment and economic growth. Journal of economic perspectives, v. 6, n. 4, p. 189-198, 1992.

MUTH, R. F. Cities and Housing. University of Chicago Press. 1969.

PERDOMO, A.; A., LOPEZ, C.; RUIZ, F. Study of the effect of the TransMilenio mass transit projects on the value of properties in Bogota, Colombia. Cambridge, MA: Lincoln Institute of Land Policy. (Working Paper No. QP07CA1), 2017.

PREFEITURA MUNICIPAL DE CURITIBA - PROSPECTO DE REGISTRO DA OPERAÇÃO URBANA CONSORCIADA LINHA VERDE, mai. 2012. Disponível em: <http://multimidia.curitiba.pr.gov.br/2012/00119878.pdf>. Acesso em 17 de julho de 2021.

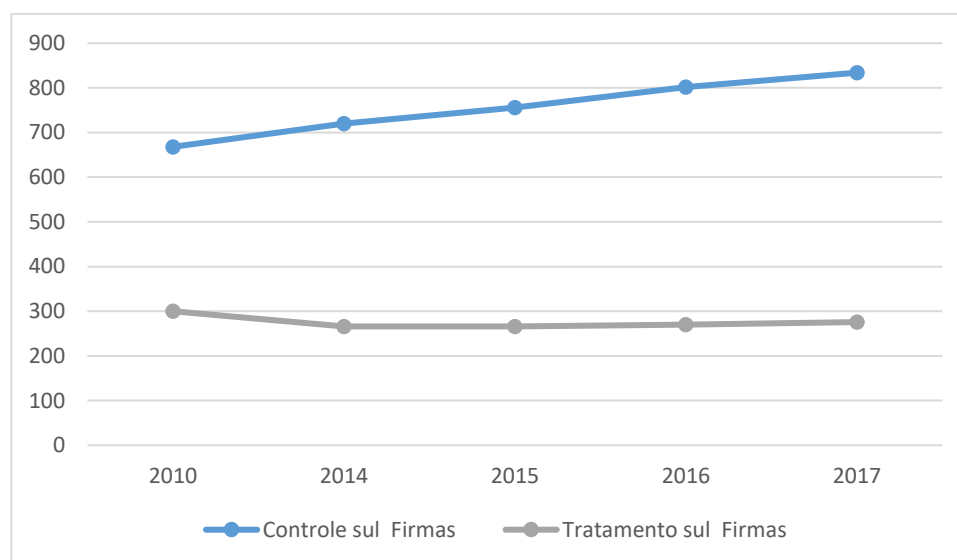
RODRÍGUEZ, TARGA D. A., F. Value of accessibility to Bogotá's bus rapid transit system. *Transport Reviews*, v. 24, n. 5, p. 587-610, 2004.

SILVA, S. C. P. L. Dois ensaios empíricos sobre Spatial Mismatch para a Região Metropolitana de Curitiba. (Dissertação de Mestrado em Desenvolvimento Econômico) Universidade Federal do Paraná, 2020. <Disponível em: < <https://www.prppg.ufpr.br/siga/visitante/trabalhoConclusaoWS?idpessoal=117878&idprograma=40001016024P0&anobase=2021&idtc=100> > .

THOMÉ, M. E. Analyzing Urban Employment Subcenters: The Case of Curitiba, Brazil. (Dissertação de Mestrado em Desenvolvimento Econômico) Universidade Federal do Paraná, 2020. <Disponível em: < <https://acervodigital.ufpr.br/bitstream/handle/1884/67874/R%20-%20D%20-%20EDUARDO%20MOREIRA%20THOME.pdf?sequence=1&isAllowed=y> > .

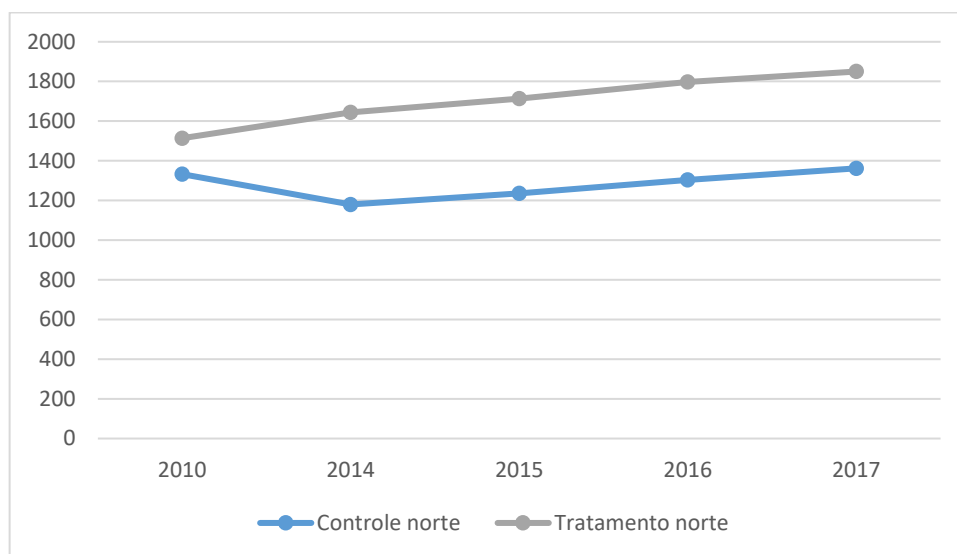
ANEXO

Figura 4 – TRAJETÓRIA TEMPORAL DAS QUANTIDADES DE EMPRESAS FORMAIS NO SETOR SUL DA LINHA VERDE DE CURITIBA



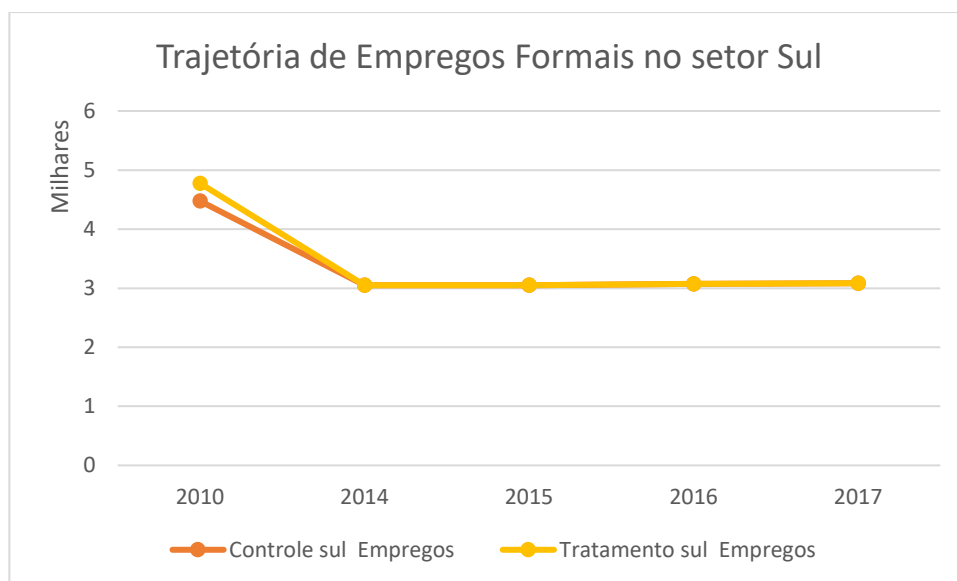
Fonte: Elaboração dos autores, a partir da base de dados do estudo.

Figura 5 – TRAJETÓRIA TEMPORAL DAS QUANTIDADES DE EMPRESAS FORMAIS NO SETOR NORTE DA LINHA VERDE DE CURITIBA



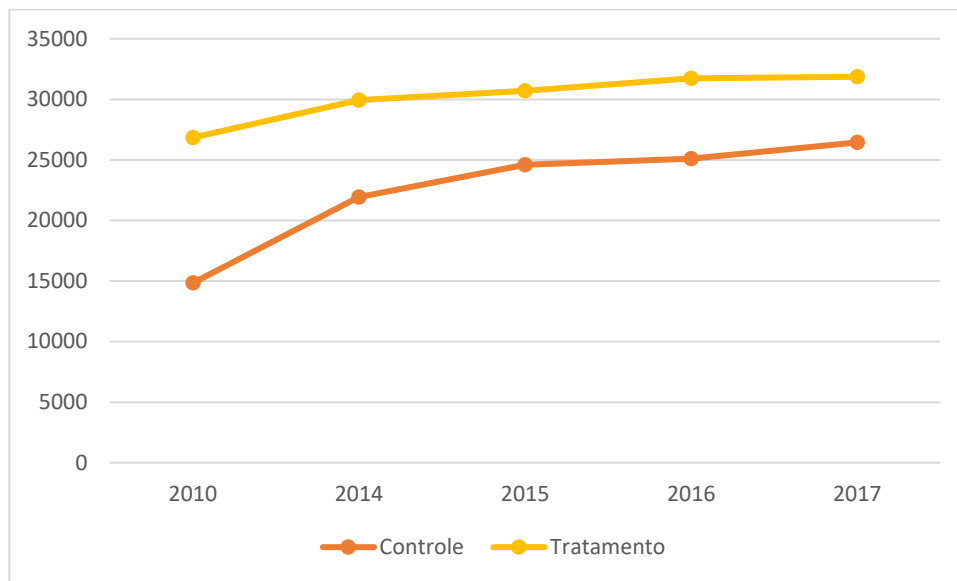
Fonte: Elaboração própria, a partir da base de dados do estudo.

Figura 6 – TRAJETÓRIA TEMPORAL DAS QUANTIDADES DE EMPREGOS FORMAIS NO SETOR SUL DA LINHA VERDE DE CURITIBA



Fonte: Elaboração própria, a partir da base de dados do estudo.

Figura 7 – TRAJETÓRIA TEMPORAL DAS QUANTIDADES DE EMPREGOS FORMAIS NO SETOR NORTE DA LINHA VERDE DE CURITIBA



Fonte: Elaboração própria, a partir da base de dados do estudo.

Indicação da Área escolhida: Economia Regional

Classificação JEL do trabalho: C67; Q5.

IMPACTOS SETORIAIS DAS EMISSÕES DE GASES DE EFEITO ESTUFA NO ESTADO DE SÃO PAULO: UMA ABORDAGEM DE MIYAZAWA

Danielle Yulie Endo Wauke¹, Alexandre Lopes Gomes²

¹ – Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), Sorocaba – SP, Brasil.

² – Professor. Departamento de Economia, Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), Sorocaba – SP, Brasil.

RESUMO

Devido à crescente preocupação ambiental acerca das emissões de gases de efeito estufa (GEE), este trabalho tem como objetivo identificar se os setores importantes para a economia brasileira são intensivos ou possuem fortes ligações com setores poluentes. Além disso, busca avaliar os setores que mais contribuem para a propagação de poluentes dentro e fora do estado de São Paulo. Para isso, foram analisadas as interações entre as regiões do estado de São Paulo e o restante do Brasil, em 28 setores econômicos. A metodologia deste trabalho utilizou o modelo de insumo-produto inter-regional (IP-IR) vinculada a análise dos multiplicadores de Miyazawa que permite determinar a interação econômica entre duas regiões e o acréscimo de poluição gerado por uma variação na demanda final e seus impactos dentro e fora da região. Os resultados da pesquisa permitiram destacar os setores Transporte Terrestre e Outros Transportes, pelos altos coeficientes de intensidade de emissões. Ao considerar os multiplicadores de Miyazawa, o estado de São Paulo demonstra uma demanda significativa do setor Energético do restante do Brasil e este apresenta-se como uma atividade intensiva na propagação interna de poluentes. Os setores Metalurgia, Transporte Terrestre, Mineração e Pelotização apresentam grande participação nas compras do estado de São Paulo e são intensivos na propagação interna de poluentes. O setor Química possui uma participação relativa alta na propagação interna referente à demanda do restante do Brasil. Portanto, seja pela emissão direta, indireta ou induzida, é possível identificar que alguns dos setores importantes para a atividade econômica do estado de São Paulo, em específico, mostraram-se intensivos ou dependente de setores que têm significativas contribuições para as emissões de poluentes.

Palavras-chave: Multiplicador de Miyazawa; Gases de Efeito Estufa; Insumo-produto; Inter-regional.

ABSTRACT

Due to the growing environmental concern about greenhouse gas (GHG) emissions, this work aims to identify whether the important sectors for the Brazilian economy are intensive or have strong links with polluting sectors. In addition, it seeks to assess the sectors that most contribute to the spread of pollutants inside and outside the state of São Paulo. For this, interactions between the regions of the state of São Paulo and the rest of Brazil were analyzed, in 28 sectors. The methodology of this work used the inter-regional input-output model that allows the analysis of the Miyazawa multipliers. The survey results made it possible to highlight the Land Transport and Other Transport sectors, due to their high emission intensity coefficients. Considering the Miyazawa multipliers, the state of São Paulo demonstrates a significant demand from the Energy sector in the rest of Brazil and this presents itself as an intensive activity in the internal propagation of pollutants. The sectors Metallurgy, Land Transport, Mining and Pelletizing and Mining and Pelletizing, a large share of purchases in the state of São Paulo, are intensive in the internal propagation of pollutants. The Chemical sector has a relatively high participation in the internal spread related to demand from the rest of Brazil. Therefore, whether through direct, indirect or induced emission, it was possible to identify that some of the important sectors for the economic activity of the State of São Paulo, in particular, proved to be intensive or dependent on sectors that have significant contributions to emissions.

Key Words: Miyazawa multipliers; Greenhouse Gas; Input-output; Interregional model

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, o avanço do crescimento econômico trouxe consigo o debate acerca do trade-off entre o aumento da atividade econômica e a preservação ambiental. O aumento na taxa de emissões de dióxido de carbono (CO₂), resultante do processo de busca pelo crescimento econômico, provocou uma maior conscientização global sobre os impactos gerados pelas emissões de gases de efeito estufa (GEE). Nesse sentido, foram elaborados acordos de cooperação internacional, com o intuito de mitigar os efeitos

da emissão de CO₂ relacionados, principalmente, à atividade econômica, como a queima de combustíveis fósseis (IPCC, 2014).

Estas organizações de cooperação reúnem países e pesquisadores com o propósito de formular objetivos de redução de GEE e incentivar o desenvolvimento econômico sustentável. O Acordo de Paris, assinado em 2015, verificou que, para reduzir os efeitos das mudanças climáticas, o aumento da temperatura média global deve manter-se abaixo dos 2°C até 2100, frente aos níveis pré-industriais. Nesse sentido, os países participantes do acordo se comprometeram a adotar medidas para conter o aumento da temperatura global (PARIS AGREEMENT, 2015).

Os dados do Global Carbon Atlas (2020) indicam que, em 2018, o Brasil foi o 14º país que mais emitiu CO₂. Frente as metas estabelecidas pelo Acordo de Paris, o governo brasileiro apresentou a proposta documentada na Contribuição Nacional Determinada (NDC), comprometendo-se a reduzir as emissões de GEE em 37% frente aos níveis de 2005 até 2025, com um indicativo de 43% até 2030 (BRASIL, 2016). Apesar da compreensão acerca dos efeitos da mudança climática e de políticas voltadas ao seu controle, as emissões brasileiras continuam em ascensão. Com base nos dados do Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa (SEEG, 2020), no período de 2000 a 2018, houve um aumento de 4% no total de emissões de gases equivalentes ao dióxido de carbono CO₂ no Brasil.

Em 2019, os setores com maiores participações nas emissões de CO₂, no Brasil, foram Transporte, Indústria e Energético (BEN, 2021). Nesse sentido, é relevante entender a relação entre os setores que mais emitem e suas contribuições econômicas. A exemplo disso, o setor Energético apresenta-se como o principal setor-chave na economia brasileira, por abastecer com insumos básicos e impulsionar o crescimento econômico de forma abrangente (MONTROYA *et al.*, 2013). Esta definição é dada por apresentar índices de ligação pra frente e pra trás superiores à unidade, ou seja, alta participação como ofertante e demandante de insumos de outras regiões, respectivamente. Diante disso, verifica-se a importância do estudo quanto às emissões setoriais.

Entender as origens e destinos setoriais e regionais dos poluentes tem ganhado cada vez mais destaque, devido ao estreitamento das relações comerciais. Fritz *et al.* (1998), Wiebe *et al.* (2012) e Vale *et al.* (2016) buscaram compreender as emissões embutidas no comércio. Dessa forma, a clara atribuição das responsabilidades pelas emissões auxilia no desenvolvimento de políticas voltadas à redução dos impactos ambientais.

A análise das relações econômicas intersetoriais deve levar em consideração a poluição gerada pelo próprio setor ou pela demanda de setores poluentes. Nesse sentido, a busca pelo crescimento econômico tem incentivado pesquisas para o melhor equilíbrio econômico-ambiental. Grossman e Krueger (1991) e Stern (2004) pesquisaram sobre a relação positiva do aumento na renda e as emissões, dado o aumento do crescimento econômico. No Brasil, as análises seguem na mesma direção. Carvalho e Almeida (2010) e Cunha e Scalco (2013) avaliaram a relação entre a emissão de CO₂ e o PIB per capita, dessa forma, ressaltam a importância de políticas públicas voltadas ao estímulo do crescimento sustentável.

Em 2019, o PIB brasileiro foi de R\$ 7,3 trilhões e o estado de São Paulo apresentou uma participação de 32,6% no PIB nacional (IBGE, 2020), destacando-se como o principal estado gerador de riquezas. Diante disso, este estudo tem como objetivo identificar se os setores importantes para a economia são intensivos ou possuem fortes ligações com setores poluentes. Além disso, busca avaliar os setores que mais contribuem para a propagação de poluentes dentro e fora do estado de São Paulo. Para isso, será avaliada duas regiões o estado de São Paulo e o restante do Brasil, utilizado o modelo inter-regional de insumo-produto e o Multiplicador de Miyazawa, que permite determinar a interação econômica entre duas regiões e o acréscimo de poluição gerado por uma variação na demanda final e seus impactos dentro e fora da região.

Este trabalho está dividido em 4 tópicos, incluindo a presente introdução. Seguida pela metodologia que apresenta o modelo insumo-produto com a análise das emissões de CO₂eq, e os efeitos multiplicadores de Miyazawa; a seção 3 descreve e discute os resultados. Por fim, a seção 4 expõe as considerações finais e possíveis temas para estudos futuros.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

Neste tópico serão apresentadas as metodologias utilizadas no presente estudo. Primeiramente, será discutido o modelo de insumo-produto inter-regional, o qual permite analisar os transbordamentos de produção de uma região sobre a própria região e outras regiões. Além disso, será apresentada a metodologia para o cálculo do PIB setorial. Em seguida, haverá a descrição do cálculo dos multiplicadores de Miyazawa, finalizando com a compatibilização e apresentação da base de dados.

2.1 MODELO INSUMO-PRODUTO INTER-REGIONAL¹

A partir da matriz de insumo-produto (MIP), é possível desenvolver a análise das relações intersetoriais da economia. A matriz apresenta os fluxos de compra e venda entre setores, de forma que as vendas podem ser utilizadas na própria demanda final ou em outro setor. Além disso, o modelo de insumo-produto permite avaliações políticas, análises de impacto, ambiental e setorial (MILLER & BLAIR, 2009; DE SOUZA *et al.*, 2016).

A estrutura da MIP é dividida em três partes. A primeira, consumo intermediário, retrata o fluxo de transação entre os setores de produção. Em seguida, o valor adicionado, composto pelos impostos e subsídios sobre a produção e importação, além da remuneração dos fatores primários (capital e trabalho) e o excedente operacional bruto. Por fim, a demanda final, na qual contabiliza a formação bruta de capital (investimentos) e as exportações, o consumo das famílias e os gastos do governo. Dessa forma, as colunas e as linhas representam, respectivamente, as compras e as vendas setoriais.

Para a análise inter-regional de duas regiões, representadas por 1 e 2, pode-se representar a matriz intersetorial de compras e vendas, Z , da seguinte forma:

$$Z = \begin{bmatrix} Z^{11} & Z^{12} \\ Z^{21} & Z^{22} \end{bmatrix} \quad (1)$$

Em que Z^{11} e Z^{22} representam os fluxos de compra e venda dentro das regiões, 1 e 2 e Z^{21} e Z^{12} representam os fluxos inter-regionais das regiões. A partir disso, encontra-se a matriz coeficientes técnicos (A), de dimensão nr x nr, com n representando os setores e r as regiões. Estes coeficientes técnicos, intrarregionais e inter-regionais são calculados pela divisão dos coeficientes técnicos (Z_{ij}) pelo valor bruto da produção no setor j (X_j).

$$a_{ij}^{11} = \frac{z_{ij}^{11}}{x_j^1} \quad (2)$$

$$a_{ij}^{22} = \frac{z_{ij}^{22}}{x_j^2} \quad (3)$$

$$a_{ij}^{12} = \frac{z_{ij}^{12}}{x_j^2} \quad (4)$$

$$a_{ij}^{21} = \frac{z_{ij}^{21}}{x_j^1} \quad (5)$$

¹ Baseado em Miller e Blair (2009)

O valor bruto da produção (VBP) do setor i em cada região pode ser representado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} Z^{11}p + Z^{12}p + F^1 &= X^1 \\ Z^{21}p + Z^{22}p + F^2 &= X^2 \end{aligned} \quad (6)$$

P: vetor coluna com valores iguais a 1;

F: demanda final;

Substituindo os coeficientes obtidos nas equações (2), (3), (4) e (5) na equação (6), obtém-se a seguinte matriz:

$$\begin{bmatrix} X^1 \\ X^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (I - A^{11}) & -A^{12} \\ -A^{21} & (I - A^{22}) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} F^1 \\ F^2 \end{bmatrix} \quad (7)$$

A equação (7) representa o modelo IP para duas regiões. Pode ser reescrita, para um modelo geral como:

$$X = (I - A)^{-1} F \text{ ou } X = BF \quad (9)$$

Em que B demonstra a matriz inversa de Leontief

2.2 ESTIMATIVA DO PIB

Para a mensuração do PIB setorial, foi utilizada a metodologia adotada por Guilhoto *et al.* (2000) e Kureski (2006). Dessa forma, é necessário o coeficiente de valor adicionado (CVA_i), calculado pela divisão do valor adicionado do setor pelo valor bruto da produção.

$$CVA_i = \frac{VA_{pmi}}{X_i} \quad (10)$$

Em seguida, multiplica-se o coeficiente de valor adicionado pelo valor do fornecimento de insumos (Z_{ik}). Dessa forma, obtém-se o PIB setorial de acordo com a equação 11.

$$PIB_I = \sum_{i=1}^n Z_{ik} * CVA_i \quad (11)$$

2.3 COEFICIENTE DE INTENSIDADE DE EMISSÕES²

Como apresentado por Wiebe *et al.* (2012) a compreensão das emissões setoriais pode ser aprofundada pela análise da emissão de CO₂eq setorial necessária para a sua produção. Dessa forma, será feita a contabilização das emissões de CO₂eq para a região do estado de São Paulo e o restante do Brasil, como feita por outros estudos (HRISTU-VARSAKELIS *et al.*, 2009; DE SOUZA *et al.*, 2016; SILVESTRENI, 2018). Para o cálculo de emissão, após a aplicação da política, será utilizada a metodologia baseada nos coeficientes de intensidade de emissões de CO₂eq (ci's). O ci é calculado pela razão entre a emissão de CO₂eq e o VBP do setor i , representando a quantidade de CO₂eq incorporado em uma unidade monetária do produto de cada setor. Serão calculados 28 ci's conforme a equação (12).

$$ci_i^r = \frac{Em_i^r}{VBP_i^r} \quad (12)$$

² Baseado em Wiebe *et al.* (2021)

2.4 MULTIPLICADOR DE MIYAZAWA³

Nesta sessão será descrita a estrutura de Miyazawa (1976) e Hewings *et al.* (1999). O estudo de Miyazawa analisa o grau da interação econômica interna e externa por pares de regiões, ou seja, os multiplicadores internos e externo, respectivamente. O multiplicador interno e externo de Miyazawa é derivado da inversa de Leontief, o que permite analisar as demandas geradas dentro e fora da região, separadamente. Para isso, é considerada a representação da matriz de coeficientes técnicos e a inversa de Leontief para duas regiões:

$$A = \left(\begin{array}{c|c} A_{11} & 0 \\ \hline A_{21} & 0 \end{array} \right) + \left(\begin{array}{c|c} 0 & A_{12} \\ \hline 0 & A_{22} \end{array} \right) = A_1 + A_2 \quad (13)$$

$$B = (I - A)^{-1} = \left(\begin{array}{c|c} B_{11} & B_{12} \\ \hline B_{21} & B_{22} \end{array} \right) \quad (14)$$

As matrizes dos multiplicadores internos de Miyazawa para as regiões 1 e 2 são representadas, respectivamente:

$$B_1 = (I - A_{11})^{-1} \quad (15)$$

$$B_2 = (I - A_{22})^{-1} \quad (16)$$

Contudo, a matriz inversa de Leontief pode ser definida por:

$$\Delta_1 = (I - A_{11} - A_{12}B_2A_{21})^{-1} \quad (17)$$

$$\Delta_2 = (I - A_{22} - A_{21}B_1A_{12})^{-1} \quad (18)$$

De acordo com Hewings *et al.* (1999) Δ_1 pode ser interpretado como a matriz dos multiplicadores externos revelando a influência da região 1 sobre a região 2. Uma interpretação similar pode ser feita a Δ_2 .

Com base nisto, é possível dimensionar as propagações internas:

$$P_1 = A_{21} B_1 \quad (19)$$

$$P_2 = B_1 A_{12} \quad (20)$$

$$S_1 = A_{12} B_2 \quad (21)$$

$$S_2 = B_2 A_{21} \quad (22)$$

Onde:

P_1 é a matriz dos multiplicadores que indica os insumos da região 1 para a região 2 induzido pela propagação interna da região 1; direto

P_2 é a matriz dos multiplicadores de propagação interna da região 1 induzido pelas transações da região 2 para a região 1; induzido

S_1 é a matriz dos multiplicadores de insumos da região 1 para a 2 induzidas pela propagação interna da região 2; indireto

S_2 é a matriz dos multiplicadores para a propagação interna na região 2 induzido pelas transações da região 2 para a 1; induzido

Portando, a partir das equações 19 a 22 é possível obter as matrizes dos multiplicadores externos:

$$\Delta_{11} = (I - P_2 S_2)^{-1} = (I - B_1 A_{12} B_2 A_{21})^{-1} \quad (23)$$

$$\Delta_{22} = (I - S_2 P_2)^{-1} = (I - B_2 A_{21} B_1 A_{12})^{-1} \quad (24)$$

³ Baseado em Dias *et al.* (2015) e Vale *et al.* (2016).

Onde:

Δ_{11} inclui os efeitos diretos, indiretos e induzidos dos setores da região 1 derivados da demanda de insumos da segunda região;

Δ_{22} inclui os efeitos diretos, indiretos e induzidos dos setores da região 2 derivados da demanda de insumos da primeira região;

Com o intuito de estender a análise dos multiplicadores de Miyazawa para a questão ambiental, o presente estudo incorpora as emissões (CO₂eq). Para isso, as equações (17) e (18) podem ser reescritas da seguinte forma:

$$\Delta_1 = \Delta_{11}B_1 \quad (25)$$

$$\Delta_2 = \Delta_{22}B_2 \quad (26)$$

Como apresentado por Fritz *et al.* (1998), tem-se uma nova matriz inversa:

$$(I - A)^{-1} = \begin{pmatrix} \Delta_1 & B_1A_{12}\Delta_2 \\ \Delta_2A_{21}B_1 & \Delta_2 \end{pmatrix} \quad (27)$$

Para a seguinte análise há duas matrizes de interesse, porém será tomada a influência da região 1 no produto da região 2. Dessa forma, tomar-se-á como base a matriz $\Delta_2A_{21}B_1$ que revela a influência da propagação interna dos setores da região 1 no nível do produto da região 2. De forma a incorporar as emissões, é necessário pré-multiplicar $\Delta_2A_{21}B_1$ pela matriz $\hat{R}$ que possui os coeficientes de emissões na diagonal principal e os demais espaços com valores zeros.

$$Pol_1 = \hat{R}[\Delta_2A_{21}B_1] \quad (28)$$

Pol_1 = matriz dos multiplicadores de emissões do qual os elementos $p_{i_2j_1}$ representam um aumento nas emissões gerado pela indústria i_2 (região 2) como resultado do aumento de uma unidade na demanda final da indústria i_1 (região 1).

Com a finalidade de avaliar a quantidade total de emissões geradas pelo aumento na demanda dos setores da economia na região 1, os multiplicadores colunas são dados por:

$$m_{j_1} = \sum_{i_2} p_{i_2j_1} \quad (29)$$

m_{j_1} = multiplicador coluna da indústria j_1 a respeito de todas as indústrias da região 2.

Os multiplicadores da matriz Pol_1 são resultantes da interação de três matrizes Δ_{22} , B_1 e B_2 com a matriz A_{21} . As fontes das emissões induzidas pela produção setorial da região 1 podem ser encontradas através da soma da coluna por setor:

- i) $\hat{R}A_{21}$ = poluição gerada pelo requerimento direto de insumos dos setores da região 1.
- ii) $\hat{R}A_{21}B_1$ = poluição gerada pelo requerimento diretos e indireto de insumos dos setores da região 1.
- iii) $\hat{R}B_2A_{21}B_1$ = poluição gerada pela propagação interna dos setores da região 1 e induzidos pela produção direta e indireta da região 2.
- iv) $\hat{R}\Delta_{22}B_2A_{21}B_1$ = multiplicador de poluição total dos setores da região 1 e induzido pela propagação interna e externa da região 2.

A partir disso, ao somar as colunas das matrizes i, ii, iii e iv, é possível encontrar as relações em termos absolutos e passam a ser denominadas $m_{j_1}^1$, $m_{j_1}^2$, $m_{j_1}^3$ e m_{j_1} , respectivamente.

- i) $m_{j_1}^1$ = requerimento direto de insumos no multiplicador total.

- ii) $m_{j_1}^2 - m_{j_1}^1 =$ requerimento indireto de insumos no multiplicador total.
- iii) $m_{j_1}^3 - m_{j_1}^2 =$ propagação interna dos setores da região 2 no multiplicador total.
- iv) $m_{j_1} - m_{j_1}^3 =$ propagação externa dos setores da região 2 no multiplicador total.

Ademais, as participações são calculadas da seguinte forma:

- i) $m_{j_1}^1/m_{j_1} =$ participação do requerimento direto de insumos no multiplicador total de poluição.
- ii) $(m_{j_1}^2 - m_{j_1}^1)/m_{j_1} =$ participação do requerimento indireto de insumos no multiplicador total de poluição.
- iii) $(m_{j_1}^3 - m_{j_1}^2)/m_{j_1} =$ participação da propagação interna dos setores da região 2 no multiplicador total de poluição.
- iv) $(m_{j_1} - m_{j_1}^3)/m_{j_1} =$ participação da propagação externa dos setores da região 2 no multiplicador total de poluição.

De forma a realizar uma análise semelhante para a região 2, é possível estimá-la com base na equação $B_1 A_{12} \Delta_2$. Assim, calcula-se a influência da região 2 no produto da região 1, ou seja, encontrar a poluição gerada pelo acréscimo de uma unidade na demanda final da região 2 na região 1.

2.5 COMPATIBILIZAÇÃO DE DADOS

A Matriz de insumo-produto inter-regional (MIP-IR) apresenta um modelo com os fluxos econômicos de compra e venda entre os setores econômicos de duas regiões, apresentando 68 setores. O Balanço Energético é o documento que divulga os dados físicos dos fluxos anuais de energia. O Ministério de Minas e Energia (MME), por intermédio da Empresa de Pesquisa de Energia (EPE), divulga o Balanço Energético Nacional (BEN). Já, a Secretaria de Energia e Mineração do Estado de São Paulo, o Balanço Energético do estado de São Paulo (BE SP). Dentre outras informações, o BEN apresenta 25 fontes energéticas e o BE SP, 27 fontes.

Dada a incompatibilidade das bases de dados, é necessário agregá-las, de modo a equiparar as bases de dados. Primeiramente, estabelecer os fluxos de consumo energético, para, em seguida, agregar os setores e combustíveis.

Com o intuito de estimar o fluxo de consumo energético calculou-se a participação dos setores energéticos inter-regionais no total de vendas energéticas para cada setor econômico, gerando os coeficientes α_{mj} . Para a construção de tais coeficientes foi utilizada a primeira proposta metodológica de Montoya *et al.* (2014), na qual a hipótese central trata o consumo energético, em tep, dos subsetores, proporcional aos respectivos fluxos monetários presentes na MIP, preservando a estrutura da matriz energética.

$$\alpha_{mj} = \frac{Z_{mj}}{\sum_{m=1}^n Z_{mj}} \quad (30)$$

Z_{mj} : valor monetário da compra de energia do setor j para o setor energético;

$\sum_{m=1}^n Z_{mj}$: o total de compra energética do setor j para com os m setores energéticos, ou seja, porcentagem de compra dos setores para com os setores energéticos de São Paulo e restante do Brasil;

Portanto, o consumo energético (E), medido em tep, para as duas regiões é obtido:

$$E = CS \alpha_{mj} \quad (31)$$

CS: consumo de energia de cada setor agregado dos balanços energético

Tomou-se como base os setores apresentados nos balanços energéticos e a partir disso, conciliou-os com setores da MIP-IR de São Paulo com o restante do Brasil, resultando em uma matriz de duas regiões com 28 setores, detalhada no Apêndice A. Essa metodologia permite estimar os fluxos setoriais de energia de modo inter-regional, construindo os dados físicos para a conversão das emissões.

2.6 BASE DE DADOS

O presente trabalho utilizou três bases de dados: a matriz inter-regional de insumo-produto estimada por Haddad *et al.* (2017), o Balanço Energético de São Paulo (BESP, 2020) e o Balanço Energético Nacional (MME, 2020), todas para o ano de 2011. Visto que, as três bases de dados possuem quantidades incompatíveis de setores, a agregação foi feita conforme explicado no tópico 2.5 Compatibilização dos dados, resultando em uma matriz de duas regiões com 28 setores. Para o cálculo das emissões, foram utilizados os dados dos coeficientes de conversão de energia em emissão de CO₂eq apresentado no Anexo A, encontrados na Matriz Energética e de Emissões.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Segundo os dados do SEEG (2020), o Brasil contribuiu com 4% nas emissões mundiais no ano de 2019. De acordo com a meta do NDC, conclui-se que o país deveria reduzir as emissões em 43% até 2030 (BRASIL, 2016). A partir disso, nesta seção, serão apresentados os principais resultados da pesquisa. Na primeira parte, serão expostos os dados econômicos da participação dos setores do estado de São Paulo no PIB seguido pela participação dos setores nas compras e vendas do estado de São Paulo e do restante do Brasil. Posteriormente, serão apresentados os coeficientes de intensidade de emissão e, finalmente, os impactos setoriais dos poluentes pelo multiplicador de Miyazawa.

Para a melhor compreensão do contexto estudado, é importante entender a participação econômica setorial no estado de São Paulo. A relevância dessa região é destacada pela concentração de população, atividade econômica e como centro do capital financeiro (CARLOS, 2009). Dessa forma, com os dados do IBGE (2020), no ano de 2019, a participação econômica do estado de São Paulo apresenta um destaque pela contribuição de 32,6% no PIB nacional.

Conforme os dados apresentados na Tabela 1, o setor Comércio e Serviços do estado de São Paulo destaca-se com a participação de 51,0% do PIB da região. O crescente destaque do setor terciário no estado vincula-se à alta demanda de mão de obra requerida nesses serviços e à concentração da atividade econômica na região. Ainda, o posicionamento do setor de serviços no estado de São Paulo mostra-se competitivo frente às pressões das empresas das outras regiões (AZZONI, 2005).

Além disso, os setores Outras Indústrias⁴ (17,7%), Público (7,1%) e Química (5,4%) seguem dentre as maiores participações na economia do estado. Apesar de representarem uma menor parcela comparada ao setor Comércio e Serviços, esses setores apresentam significativa contribuição para a atividade econômica da região. Especialmente, Outras Indústrias que a agregação realizada abrange setores importantes para o desenvolvimento da atividade econômica como a indústria de transformação, automobilística e construção, propiciando a alta participação relativa do setor.

⁴ Composto por Fabricação de produtos do fumo, Impressão e reprodução de gravações, Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos, Fabricação de máquinas e equipamentos elétricos, Fabricação de máquinas e equipamentos mecânicos, Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus, exceto peças, Fabricação de peças e acessórios para veículos automotores, Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores, Fabricação de móveis e de produtos de indústrias diversas, Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos, Construção

Outros destaques são os setores Alimentos e Bebidas, com 4,4% seguido pelo Transporte Terrestre com 3,1%. Nesse sentido, a importância do setor de transportes é destacada por Crunivel *et al.* (2012) e Campos (2021) ao estudarem especificamente esse setor além de considerarem seus impactos ambientais.

Tabela 1 - Participação do PIB setorial no estado de São Paulo.

Setores	Participação
Agropecuária	1,9%
Mineração e Pelotização	0,3%
Alimentos e Bebidas	4,4%
Têxtil	1,8%
Papel e Celulose	1,2%
Química	5,4%
Energético	1,7%
Minerais Não Metálicos	0,9%
Metalurgia	2,8%
Outras Indústrias	17,7%
Comércio e Serviços	51,0%
Transporte Terrestre	3,1%
Outros Transportes	0,5%
Público	7,1%
Total	100,0%

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa, 2021.

A análise da participação setorial no PIB torna-se mais robusta à medida em que é verificada a participação setorial nas compras e vendas, ou seja, o quanto um setor participa nas relações de compra e venda inter-regional. Dessa forma, a Tabela 2, calculada pela soma das colunas e das linhas da matriz Inversa de Leontief, apresenta a participação e a dependência nas compras e nas vendas inter-regionais.

Inicialmente, a análise do estado de São Paulo permite identificar que o padrão de compra na maioria dos setores é interno. Os setores que possuem as maiores participações nas compras de fora do estado são Energético e Alimentos e Bebidas. Além disso, a maior parte das vendas são destinadas ao próprio estado. Porém, é possível identificar que o restante do Brasil apresenta uma forte dependência relativa do estado de São Paulo, com relação às atividades Química e Energético. Por outro lado, os setores Público e Comércio, reverterem as maiores internalizações das compras do estado. Já no setor Público e Outros Transportes, as maiores internalizações ocorrem nas relações de vendas.

A análise do restante do Brasil aponta que a maioria das compras é internalizada na própria região, com destaque aos setores Público e Comércio e Serviços. Apesar disso, é possível observar que Química é o setor que possui a maior participação de São Paulo nas compras do restante do Brasil, reforçando a dependência desse estado nesse setor. Visto que o padrão de vendas concentra-se na própria região, tendo o setor Público com a maior retenção das vendas, é possível destacar os setores Energético, Mineração e Pelotização e Agropecuária, do estado de São Paulo, como os mais dependentes do restante do Brasil.

Tabela 2 – Ligações setoriais internas e externas.

		Compra		Venda	
		SP	RBR	SP	RBR
SP	Agropecuária	80%	20%	93%	7%
	Mineração e Pelotização	83%	17%	96%	4%
	Alimentos e Bebidas	71%	29%	90%	10%
	Têxtil	79%	21%	93%	7%
	Papel e Celulose	78%	22%	90%	10%
	Química	79%	21%	75%	25%
	Energético	64%	36%	79%	21%

	Minerais Não Metálicos	79%	21%	94%	6%
	Metalurgia	74%	26%	88%	12%
	Outras Indústrias	79%	21%	84%	16%
	Comércio e Serviços	90%	10%	81%	19%
	Transporte Terrestre	81%	19%	95%	5%
	Outros Transportes	81%	19%	97%	3%
	Público	91%	9%	98%	2%
RBR	Agropecuária	12%	88%	27%	73%
	Mineração e Pelotização	9%	91%	33%	67%
	Alimentos e Bebidas	13%	87%	15%	85%
	Têxtil	13%	87%	12%	88%
	Papel e Celulose	14%	86%	12%	88%
	Química	17%	83%	26%	74%
	Energético	11%	89%	30%	70%
	Minerais Não Metálicos	12%	88%	9%	91%
	Metalurgia	11%	89%	21%	79%
	Outras Indústrias	14%	86%	18%	82%
	Comércio e Serviços	8%	92%	18%	82%
	Transporte Terrestre	13%	87%	13%	87%
	Outros Transportes	12%	88%	5%	95%
	Público	6%	94%	4%	96%

Fonte: elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa, 2021.

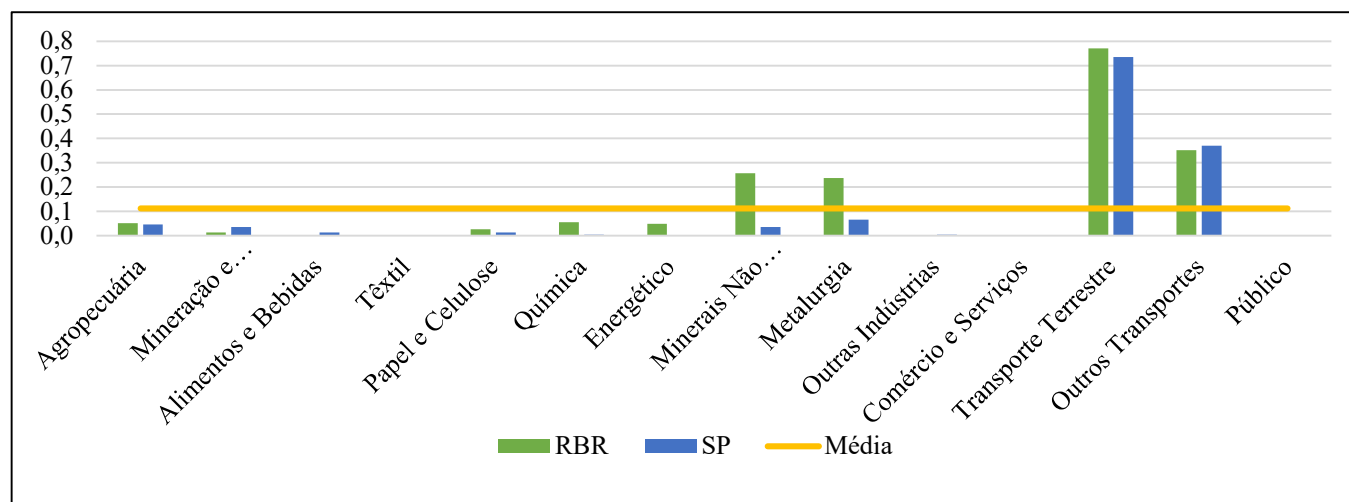
Com o intento de compreender os setores que mais contribuem para a poluição, analisou-se a relação inter-regional das emissões por setor. Dessa forma, segundo Wiebe *et al.* (2012), o aprofundamento da análise por meio do coeficiente de intensidade de emissões⁵ Gg/tep de CO₂eq (ci) que representa a quantidade de CO₂eq emitido por VBP gerado pelo setor. Portanto, permite identificar se os setores são intensivos ou não em emissões de CO₂eq além de possibilitar a identificação das transferências de poluentes pelo multiplicador de Miyazawa.

A Figura 1 representa os coeficientes de intensidade de emissão para os 28 setores nas duas regiões analisadas. Os setores Transporte Terrestre e Outros Transportes, em ambas as regiões, apresentam os maiores coeficientes, sendo, por consequência, setores intensivos na emissão de CO₂eq. Dessa forma, estes setores possuem uma alta quantidade de CO₂eq incorporado por unidade monetária de produto gerado ao comparar com os outros setores, ou seja, setores intensivos em poluentes. Carvalho e Perobelli (2009) e Santiago *et al.* (2010) também destacam o setor Transporte, como o setor que é pressionado a emitir CO₂ dado um aumento na demanda dos outros setores. Além disso, pressiona a emissão de poluentes dos demais setores, ou seja, setores-chave no que concerne às emissões. Adicionalmente a isso, Betarelli Junior *et al.* (2010) destacam a relevância do setor de transportes para a economia nacional, trazendo a importância da maior eficiência e o estímulo ao desenvolvimento da atividade econômica sustentável.

Com coeficientes acima da média, porém com valores menores frente aos setores Transporte Terrestre e Outros Transportes, os setores Minerais Não Metálicos e Metalurgia, referentes ao restante do Brasil, também representam setores intensivos em emissões. Carvalho e Perobelli (2009) corroboram estes resultados ao demonstrarem que esses setores geram uma colaboração acima da média para o aumento nas emissões.

⁵ Ressalta-se que este coeficiente foi calculado com base no Balanço Energético, utilizando o uso de energia, portanto não está associado ao uso da terra

Figura 1 - Coeficiente de intensidade de emissão (ci)



Fonte: elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa, 2021.

3.1 MULTIPLICADOR DE MIYAZAWA

Como apresentado por Hewings *et al.* (2001), é possível aprofundar a análise setorial pelo estudo dos multiplicadores internos e externos de Miyazawa. Esses permitem estimar o grau de interação econômica entre duas regiões, diante da propagação interna e externa. Entretanto, para atingir os objetivos propostos deste estudo, será utilizada a estrutura demonstrada por Fritz *et al.* (1998), a qual permite verificar as relações comerciais entre duas regiões em termos de emissões de CO₂eq.

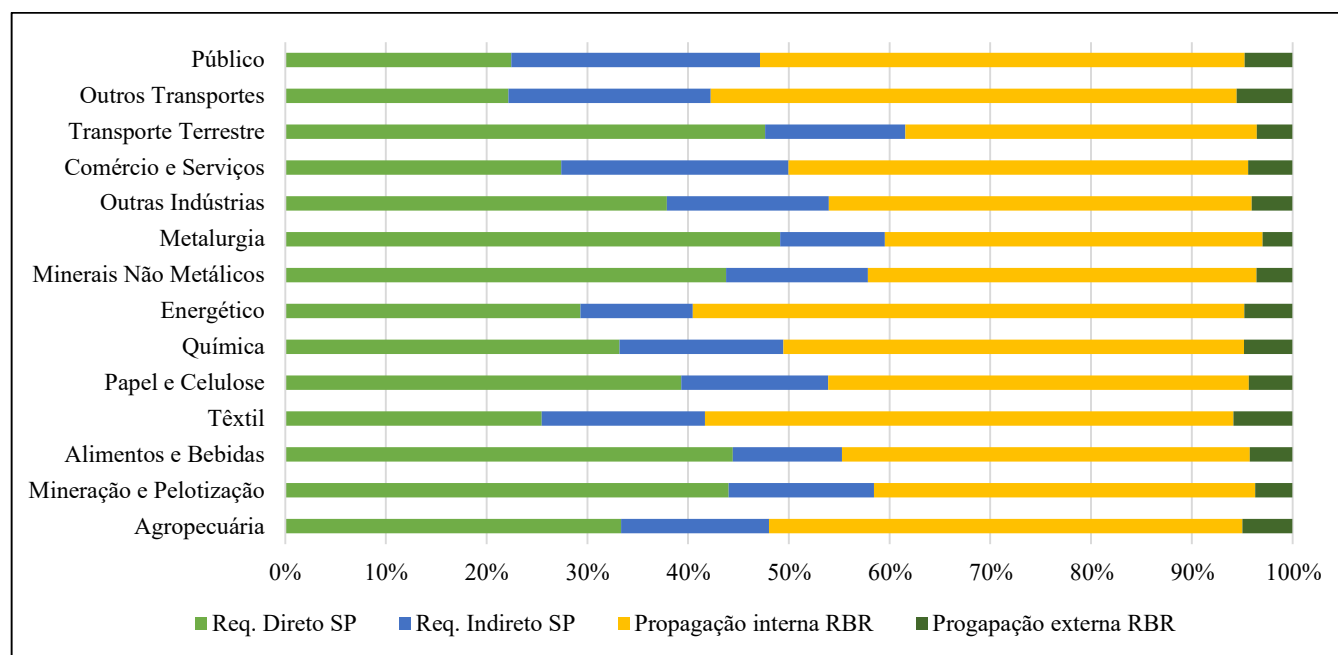
Ao permitir a análise por pares de regiões, o multiplicador de Miyazawa, a presente pesquisa verifica os impactos da poluição setorial do estado de São Paulo para o restante do Brasil e a sua relação inversa. Os resultados retratam o incremento de poluição gerada pelas indústrias da região externa resultante do aumento de uma unidade monetária da demanda final dos setores da região interna. Dessa forma, observa-se a poluição gerada pelo requerimento direto e indireto de insumos na região interna, a propagação interna da região externa e a propagação externa da própria região externa.

Neste contexto, as Figuras 2 e 3 apresentam os resultados encontrados para os multiplicadores de Miyazawa em termos de emissões de CO₂eq. Estes valores estão indicados pelas participações setoriais dos impactos diretos, indiretos e induzidos. Tal apresentação busca evidenciar se o setor gera um efeito de propagação ou requerimento direto e indireto.

A Figura 2 tem como região interna o estado de São Paulo e região externa o restante do Brasil, ou seja, a influência da propagação interna do estado de São Paulo no nível de poluição do restante do Brasil. A análise aponta que as participações das propagações internas do restante do Brasil e dos requerimentos diretos do estado de São Paulo são as mais evidentes.

Os setores Energético, Têxtil e Outros Transportes possuem uma participação acima de 50% sobre a propagação em São Paulo, decorrente do restante do Brasil dado a variação em uma unidade monetária na demanda final do estado de São Paulo. Ao verificar as relações de compra de São Paulo para o restante do Brasil e as vendas do restante do Brasil para a região aqui tomada como interna (Tabela 2), observa-se que o estado de São Paulo possui uma alta dependência relativa do setor Energético do restante do Brasil. Sendo assim, é possível identificar que o estado de São Paulo possui significativa demanda de um setor externo intensivo na propagação interna de poluentes.

Figura 2 - Multiplicadores de Miyazawa da poluição São Paulo e restante do Brasil



Fonte: elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa, 2021.

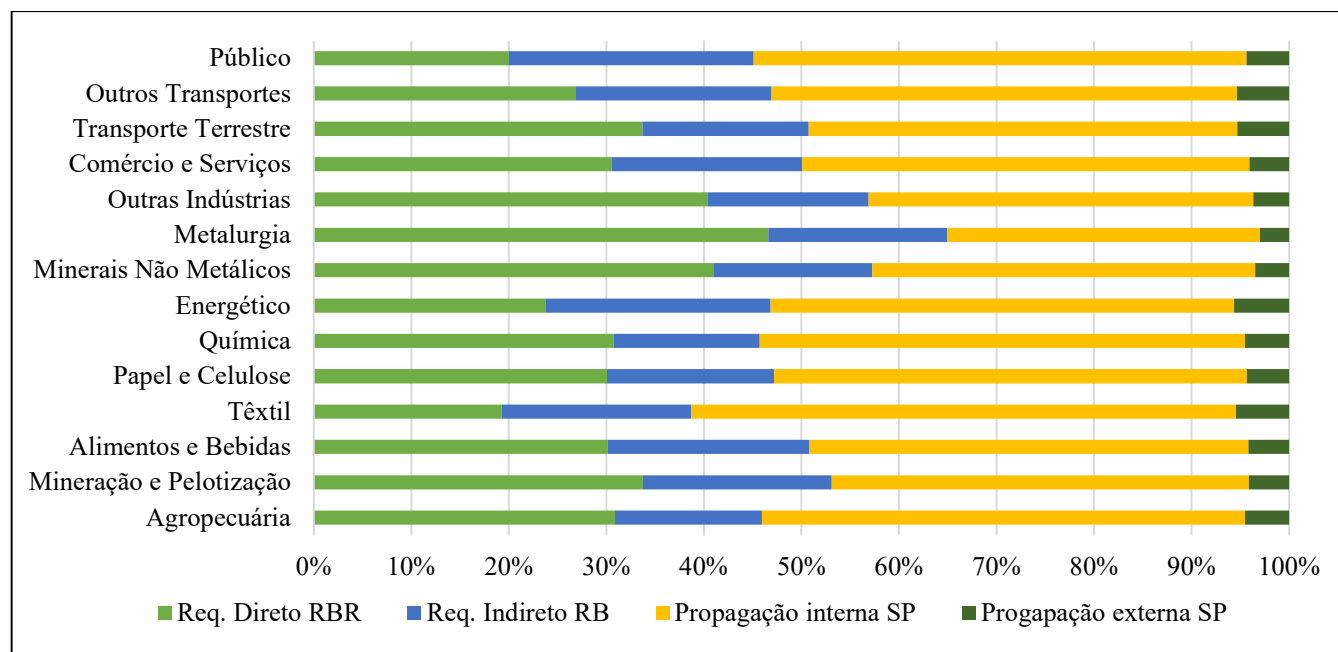
Por outra perspectiva, os setores Metalurgia, Transporte Terrestre e Mineração e Pelotização, mostraram altos requerimentos diretos de poluição (Figura 2) e uma significativa participação nas compras do próprio estado de São Paulo (Tabela 2). Vale ressaltar que o requerimento direto refere-se ao setor do estado de São Paulo que demanda de insumos da própria região, gerando um efeito direto de poluição no próprio estado de São Paulo. Além disso, apresentaram os maiores coeficientes de intensidade de emissões do estado (Figura 1). Ou seja, estes setores de importância para as relações de compra na região geram um alto efeito direto de poluição visto que se tratam de setores intensivos em emissões de CO₂eq.

Os requerimentos indiretos, ou seja, setores do estado de São Paulo que demandam insumos do restante do Brasil, gerando um efeito indireto, apresentam uma menor participação frente aos requerimentos diretos e a propagação interna. Porém os setores Público e Comércio e Serviços possuem as maiores participações. Estes setores, como exposto na Tabela 1, indicam uma parcela relevante no PIB e as maiores parcelas de compras internas do estado de São Paulo, contribuindo para a propagação indireta.

Química possui um requerimento indireto acima da média relativa aos outros setores, portanto, uma geração de poluição significativa. Além disso, no que concerne às vendas do estado de São Paulo, verificamos que há uma maior dependência do restante do Brasil referente aos setores Química e Energético. Já, Energético, apresenta uma das menores participações nos requerimentos indiretos, o que pode se relacionar a alta participação da propagação interna, visto que, trata-se de uma análise participativa e não quantitativa.

A Figura 3 que tem como região interna o restante do Brasil e região externa o estado de São Paulo, de outra maneira, mostra a influência da propagação interna no restante do Brasil no nível de poluição do estado de São Paulo. De forma semelhante à análise anterior, as maiores participações referem-se aos requerimentos diretos do restante do Brasil e as propagações internas do estado de São Paulo.

Figura 3 - Multiplicadores de Miyazawa da poluição restante do Brasil e São Paulo



Fonte: elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa, 2021.

Os setores Têxtil, Público e Química apresentam as maiores participações sobre a propagação interna decorrente do estado de São Paulo. Nesse sentido, destaca-se o setor Química como o setor do restante do Brasil que apresenta a maior dependência das relações de compra do estado de São Paulo. Por conseguinte, o setor Química possui uma participação relativa alta na propagação interna referente à demanda do restante do Brasil.

Em relação aos requerimentos diretos do restante do Brasil, são apontados com as maiores participações, os setores Metalurgia, Minerais Não Metálicos e Outras Indústrias. Esses setores possuem uma alta relativa na participação das compras e vendas da própria região, influenciando no requerimento direto.

4 CONCLUSÃO

A partir das propostas do governo brasileiro frente aos acordos ambientais de cooperação global, este artigo buscou identificar se os setores importantes para a atividade econômica no Brasil são intensivos ou possuem fortes ligações com setores poluentes. Além disso, avaliou os setores que mais contribuem para a propagação de poluentes dentro e fora do estado de São Paulo.

A metodologia deste estudo utilizou o modelo inter-regional de insumo-produto que permite a identificação dos setores intensivos em emissões de CO₂eq e a análise dos multiplicadores de Miyazawa. Devido à importância de 32,6% no PIB nacional em 2019 (IBGE, 2020), o estado de São Paulo foi desagregado, possibilitando um estudo mais detalhado da atividade econômica da região. Para isso, foram observadas as interações entre as regiões estado de São Paulo e o restante do Brasil, em 28 setores.

Com alta intensidade de emissões é possível destacar aos setores de Transporte Terrestre e Outros Transporte. Além disso, o setor Transporte Terrestre apresenta uma significativa participação no PIB do estado de São Paulo. Nessa direção, o estímulo à renovação das frotas com a implementação de tecnologias de baixo carbono; o incentivo a combustíveis menos intensivos em emissões e a diversificação da malha de

transportes brasileira contribuiriam para reduzir a pressão sobre o transporte rodoviário, favorecendo a redução das emissões e estimulando o crescimento da atividade econômica sustentável.

Os resultados do multiplicador de Miyazawa evidenciaram que o estado de São Paulo possui significativa demanda do setor Energético do restante do Brasil e este é um setor intensivo na propagação interna de poluentes. Os requerimentos indiretos mais relevantes do estado referem-se aos setores Público e Comércio e Serviços. Esse último, além da alta participação no requerimento indireto, ainda apresentou a maior participação no PIB do estado de São Paulo (51,0%).

Já os importantes requerimentos diretos de poluentes resultantes do aumento da demanda final do estado de São Paulo são Metalurgia, Transporte Terrestre, Mineração e Pelotização e Mineração e Pelotização. No mesmo sentido, estes setores apresentam alta participação nas relações de compras internas do estado de São Paulo, além dos maiores coeficientes de intensidade de emissões. Isto posto, setores de grande participação nas compras do estado de São Paulo são intensivos na propagação interna de poluentes.

Em relação ao restante do Brasil, o setor Química apresentou uma participação relativa alta na propagação interna decorrente do estado de São Paulo. Junto a isso, uma relevante participação do restante do Brasil na demanda externa. Ou seja, o setor Química possui uma participação relativa alta na propagação interna referente a demanda do restante do Brasil.

Portanto, seja pela emissão direta, indireta ou induzida, foi possível identificar que os setores importantes para a atividade econômica do estado de São Paulo em específico mostraram-se intensivos ou dependem de setores que têm altas contribuições para as emissões.

Apesar da imprescindibilidade do incentivo à pesquisa e a adequação às economias mais sustentáveis, este estudo encontrou como principal limitação, a defasagem da disponibilidade de dados. Assim, sugere-se a continua atualização dos dados; a análise com uma desagregação maior, permitindo a comparação entre os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal; além do estudo do comportamento do multiplicador de Miyazawa ao longo do tempo para pesquisas futuras, fornecendo as bases relevantes para a compreensão dos impactos setoriais para as emissões regionais.

REFERÊNCIAS

AZZONI, Carlos Roberto. Setor terciário e concentração regional no Brasil. **Economia e Território**. Setor terciário e concentração regional no Brasil. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

BESP. Balanço Energético de São Paulo 2020: Ano Base 2019. Disponível em: <<http://dadosenergeticos.energia.sp.gov.br/portalcev2/intranet/BiblioVirtual/diversos/BalancoEnergetico.pdf>> Acesso em 14 de abril 2021.

BEN. Balanço Energético Nacional 2020. Matriz energética nacional 2020. Disponível em: <<https://www.epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/balanco-energetico-nacional-2020>> Acesso em 20 de abril de 2021.

BETARELLI JUNIOR, A. A.; DE ANDRADE BASTOS, S. Q.; PEROBELLI, F. S. Interdependência e encadeamento das exportações setoriais e os modais de transporte: um enfoque de insumo-produto. **Revista econômica do nordeste**, v. 41, n. 3, p. 455-474, 2010.

BRASIL. Ministério do Meio Ambiente. (CND) Condição Nacionalmente Determinada. 2016. Disponível em: <http://www.itamaraty.gov.br/images/ed_desenvsust/BRASIL-iNDC-portugues.pdf> Acesso em 01 de maio de 2020.

- CAMPOS, C. E. E. Determinantes das emissões de gases de efeito estufa da economia brasileira: uma análise de decomposição estrutural (2010 a 2017). 2021. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba, 2021.
- CARLOS, A. F. A. A metrópole de São Paulo no contexto da urbanização contemporânea. **Estudos avançados**, v. 23, n. 66, p. 303-314, 2009.
- CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E. A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 40, n. 3, p. 587-615, 2010.
- CARVALHO, T. S.; PEROBELLI, F. S. Avaliação da intensidade de emissões de CO2 setoriais e na estrutura de exportações: um modelo interregional de insumo-produto São Paulo/restante do Brasil. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 1, p. 99-124, 2009.
- COEFICIENTE DA MATRIZ DE EMISSÕES: Projeto “fornecimento de instrumentos de avaliação de emissões de gases de efeito estufa acoplados a uma matriz energética”. **Economia & Energia**, n. 24, 2000.
- CRUVINEL, R. R. S.; PINTO, P. V. H.; GRANEMANN, S. R. Mensuração econômica da emissão de CO2 da frota dos transportadores autônomos de cargas brasileiros. **Journal of Transport Literature**, v. 6, n. 2, p. 234-252, 2012.
- CUNHA, C. A.; SCALCO, P. R. Crescimento econômico brasileiro e emissão de CO2. 2013.
- DE SOUZA, K. B.; RIBEIRO, L. C. de S.; PEROBELLI, F. S. Reducing Brazilian greenhouse gas emissions: scenario simulations of targets and policies. **Economic Systems Research**, v. 28, n. 4, p. 482-496, 2016.
- DIAS, F. A. R.; PORSSE, A. A.; DE OLIVEIRA GONÇALVES, F. Cadeias Globais De Valor E Complexidade: Uma Análise Sobre A Geração De Emprego No Brasil Para O Período 1995-2011 Pelo Método De Decomposição De Miyazawa. **43º Encontro Nacional de Economia (Anpec)**, Florianópolis/SC, 2015.
- FRITZ, O. M.; SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D. A Miyazawa analysis of interactions between polluting and non-polluting sectors. **Structural Change and Economic Dynamics**, v. 9, n. 3, p. 289-305, 1998.
- GLOBAL CARBON ATLAS. Territorial (MtCO2). Disponível em: <<http://www.globalcarbonatlas.org/en/CO2-emissions>> Acesso em: 18 de maio de 2020.
- GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American free trade agreement. **National Bureau of Economic Research**, 1991.
- GUILHOTO, J. J. M.; FURTUOSO, M. C.; DE CAMARGO BARROS, G.S. O agronegócio na economia brasileira 1994 a 1999. **CEPEA**, 2000.
- HADDAD, E. A.; JÚNIOR, C. A. G.; NASCIMENTO, T. O. Matriz Interestadual De Insumo-Produto Para o Brasil: Uma Aplicação do Método IIOAS. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 4, p. 424-446, 2017.
- HEWINGS, G. J. D.; OKUYAMA, Y.; SONIS, M. Economic interdependence within the Chicago metropolitan area: a Miyazawa analysis. **Journal of Regional Science**, v. 41, n. 2, p. 195-217, 2001.
- HRISTU-VARSAKELIS, D; Karagianni S.; Pempetzoglou M.; Sfetsos A. Optimizing Production in Greece under GHG emission reduction constraints: a comparison of objective functions. 2009.

IBGE < <https://www.ibge.gov.br/> > Acesso em: 03 de maio de 2020.

INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. IPCC. Climate Change 2014: Synthesis Report. **Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change**, 2014.

KURESKI, R. Produto interno bruto, emprego e renda do macrossetor da construção civil paranaense em 2006. **Ambiente Construído**, v. 11, n. 3, p. 131-142, 2011.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. Input-output analysis: foundations and extensions. **Cambridge university press**, 2009.

MIYAZAWA, Kenichi. Input-output analysis and interrelational income multiplier as a matrix. In: **Input-Output Analysis and the Structure of Income Distribution**. Springer, Berlin, Heidelberg, 1976. p. 22-42.

MONTOYA, M. A.; LOPES, R. L.; GUILHOTO, J. J. M. Desagregação setorial do balanço energético nacional a partir dos dados da matriz insumo-produto: uma avaliação metodológica. **Economia aplicada**, v. 18, n. 3, p. 379-419, 2014.

MONTOYA, M. A.; PASQUAL, C. A.; LOPES, R. L.; GUILHOTO, J. J. M. As relações intersetoriais do setor energético no crescimento da economia brasileira: uma abordagem insumo-produto. **Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo**, 2013.

PARIS AGREEMENT. United nations framework convention on climate change. Paris, França, 2015.

SANTIAGO, F. S.; CARVALHO, T. S.; PEROBELLI, F. S. Análise Setorial Da Intensidade De Emissões De Co2 E Na Estrutura De Exportações: Um Modelo Regional De Insumo-Produto Para Minas Gerais. **XIV Seminário sobre a Economia Mineira**, p. 1-18, 2010.

SEEG Brasil. Emissões Totais. Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa. Emissões Totais. <http://plataforma.seeg.eco.br/total_emission#> Acesso em: 01 de maio de 2020.

SILVESTREINI, M. M. Impactos econômicos da redução das emissões de GEE sobre economias globais. 2018. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos, 2018.

STERN, D. I. The rise and fall of the environmental Kuznets curve. **World development**, v. 32, n. 8, p. 1419-1439, 2004.

VALE, V. A., PEROBELLI, F. S., CHIMELI, A. B. INTERNATIONAL TRADE AND EMISSIONS: A MIYAZAWA APPROACH. In **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia** [Proceedings of the 42nd Brazilian Economics Meeting] (No. 189). ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], 2016.

WIEBE, K. S.; BRUCKNER, M.; GILJUM, S.; LUTZ, C. Calculating energy-related CO2 emissions embodied in international trade using a global input-output model. **Economic Systems Research**, v. 24, n. 2, p. 113-139, 2012.

APÊNDICE A – Compatibilização e agregação dos dados

Compatibilização das atividades do Brasil				
Agregação de grandes setores		MIP IR SP-RBR 2011		BEN BR/BE SP
Atividades		Setores	Descrição das atividades	Descrição das atividades
1	Agropecuária	1	Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e a pós-colheita	Agropecuário
		2	Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	
		3	Produção florestal pesca e aquicultura	
2	Mineração e Pelotização	4	Extração de carvão mineral e de minerais não-metálicos	Mineração e Pelotização
		5	Extração de petróleo e gás, inclusive as atividades de apoio	
		6	Extração de minério de ferro, inclusive beneficiamentos e a aglomeração	
		7	Extração de minerais metálicos não-ferrosos, inclusive beneficiamentos	
3	Alimentos e Bebidas	8	Abate e produtos de carne, inclusive os produtos do laticínio e da pesca	Alimentos e Bebidas
		9	Fabricação e refino de açúcar	
		10	Outros produtos alimentares	
		11	Fabricação de bebidas	
4	Têxtil	13	Fabricação de produtos têxteis	Têxtil
		14	Confecção de artefatos do vestuário e acessórios	
		15	Fabricação de calçados e de artefatos de couro	
5	Papel e Celulose	16	Fabricação de produtos da madeira	Papel e Celulose
		17	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	
6	Química	21	Fabricação de químicos orgânicos e inorgânicos, resinas e elastômeros	Química
		22	Fabricação de defensivos, desinfestantes, tintas e químicos diversos	
		23	Fabricação de produtos de limpeza, cosméticos/perfumaria e higiene pessoal	
		24	Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	
		25	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	
7	Energético	19	Refino de petróleo e coqueiras	Setor Energético
		20	Fabricação de biocombustíveis	
		38	Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	
8	Minerais Não-Metálicos	26	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	Cimento
				Cerâmica

9	Metalurgia	27	Produção de ferro-gusa/ferroligas, siderurgia e tubos de aço sem costura	Ferro-Gusa e Aço
		28	Metalurgia de metais não-ferrosos e a fundição de metais	Ferro-Ligas
		29	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	Não-Ferrosos e Outros da Metalurgia
10	Outras Indústrias	12	Fabricação de produtos do fumo	Outros
		18	Impressão e reprodução de gravações	
		30	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	
		31	Fabricação de máquinas e equipamentos elétricos	
		32	Fabricação de máquinas e equipamentos mecânicos	
		33	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus, exceto peças	
		34	Fabricação de peças e acessórios para veículos automotores	
		35	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	
		36	Fabricação de móveis e de produtos de indústrias diversas	
		37	Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	
		40	Construção	
11	Comércio e Serviços	41	Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	Comercial
		42	Comércio por atacado e a varejo, exceto veículos automotores	
		46	Armazenamento, atividades auxiliares dos transportes e correio	
		47	Alojamento	
		48	Alimentação	
		49	Edição e edição integrada à impressão	
		50	Atividades de televisão, rádio, cinema e gravação/edição de som e imagem	
		51	Telecomunicações	
		52	Desenvolvimento de sistemas e outros serviços de informação	
		53	Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	
		54	Atividades imobiliárias	
		55	Atividades jurídicas, contábeis, consultoria e sedes de empresas	
		56	Serviços de arquitetura, engenharia, testes/análises técnicas e P & D	
		57	Outras atividades profissionais, científicas e técnicas	

		58	Aluguéis não-imobiliários e gestão de ativos de propriedade intelectual	
		59	Outras atividades administrativas e serviços complementares	
		60	Atividades de vigilância, segurança e investigação	
		63	Educação privada	
		65	Saúde privada	
		66	Atividades artísticas, criativas e de espetáculos	
		67	Organizações associativas e outros serviços pessoais	
		68	Serviços domésticos	
12	Transporte Terrestre	43	Transporte terrestre	Transporte Rodoviário
				Transporte Ferroviário
13	Outros Transportes	44	Transporte aquaviário	Transporte Hidroviário
		45	Transporte aéreo	Transporte Aéreo
14	Público	39	Água, esgoto e gestão de resíduos	Público
		61	Administração pública, defesa e seguridade social	
		62	Educação pública	
		64	Saúde pública	

Fonte: elaboração própria, 2021.

ANEXO A - Coeficientes de conversão (Gg/tep) do consumo de CO₂eq.

Setores	Óleo diesel	Óleo combustível	Gasolina	GLP	Querosene	Coq. De carvão e min	Álcool etílico	Outras fontes sec. Petr.
Energético	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,94	3,00	3,07
Residencial	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,78	2,71	3,07
Comercial	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,81	2,71	3,07
Público	3,07	3,21	0,00	2,61	2,98	0,00	0,00	0,00
Agropecuário	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,78	2,39	3,07
Rodoviário	3,00	0,00	2,35	0,00	0,00	0,00	2,76	3,07
Ferrovário	3,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Aéreo	3,07	3,21	2,87	2,62	2,97	3,95	3,07	3,07
Hidrovário	3,00	3,14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Cimento	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Ferro-Gusa e Aço	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Ferro-Liga	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Mineração e Pelotização	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Não-Ferrosos e Outros Metais	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Química	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Alimentos e Bebidas	3,07	3,21	2,87	2,61	2,98	3,81	3,03	3,07
Têxtil	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Papel e Celulose	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Cerâmica	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Outros	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07
Consumo Não Indentificado	3,07	3,21	2,87	2,62	2,98	3,93	2,80	3,07

Fonte: elaborado com dados da Matriz Energética e de Emissões (COEFICIENTE DA MATRIZ DE EMISSÕES, 2000)

Área: Economia Regional
JEL: R19 - Outros

O efeito da distância no custo do crédito das micro e pequenas empresas no Brasil: Uma análise a partir do poder de mercado dos bancos

Tyago Oliveira do Carmo¹; Gervásio F. Santos²; Ronisson Lucas Calmon da Conceição³

¹Doutorando em economia aplicada e pesquisador do Grupo de Economia Espacial na UFBA.

²Prof. Associado e pesquisador do Grupo de Pesquisa em Economia Espacial e Grupo de Economia Aplicada na UFBA.

³Doutorando em economia aplicada e pesquisador do Grupo de Economia Espacial na UFBA.

O efeito da distância no custo do crédito das micro e pequenas empresas no Brasil: Uma análise a partir do poder de mercado dos bancos

Resumo

O objetivo desta pesquisa é analisar os efeitos da distância entre o município sede e o município filial dos bancos sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas no Brasil. A análise é realizada considerando o poder de monopólio dos bancos. A literatura tradicional indica que o monopólio bancário aumenta as restrições de crédito às firmas menores. No entanto, a literatura de relação credor-devedor sinaliza que as grandes corporações financeiras melhoram as condições crédito para as firmas menores. Desse modo, não há consenso entre os pesquisadores acerca dos impactos do poder de monopólio nas condições de crédito das empresas. Todavia, o monopólio bancário e a dimensão espacial do Brasil criam, inevitavelmente, custos de agência nas relações de crédito entre bancos e firmas. Logo, além do monopólio dos bancos, o custo de crédito também poderá ser vinculado ao espaço. Isso porque os custos de agência surgem da distância espacial entre o município sede e o município filial dos bancos. A confirmação da hipótese de que a distância aumenta o racionamento de crédito às micro e pequenas empresas é verificada a partir de três modelos econométricos. O primeiro mostra que o aumento no poder de monopólio bancário elevam os custos de crédito das micro e pequenas empresas. A explicação para este resultado é a ineficiência dos custos bancários. As instituições financeiras apresentaram índice de ineficiência nos custos a nível de municípios. O segundo resultado aponta que o aumento no índice de ineficiência dos bancos elevam os custos de crédito. No entanto, a ineficiência nos custos bancários a nível de municípios pode ser correlacionada aos custos de agências. Logo, os últimos resultados indicam que o aumento na distância entre o município sede e o município filial dos bancos elevam os custos de crédito das empresas de menor porte. Portanto, a flexibilização nas condições de crédito às micro e pequenas empresas é obtida a partir do aumento da competição e do desenvolvimento do setor bancário a nível de municípios.

Palavras-chaves: Concentração Bancária; Micro e Pequenas Empresas; Crédito Local; Eficiência; Distância.

Abstract

The objective of this research is to analyze the effects of the distance between the main municipality and the branch municipality of banks on the credit cost of micro and small businesses in Brazil. The analysis is carried out considering the monopoly power of banks. Traditional literature indicates that the banking monopoly increases credit restrictions on smaller firms. However, the creditor-debtor relationship literature indicates that large financial corporations improve credit conditions for smaller firms. Thus, there is no consensus among researchers about the impacts of monopoly power on companies' credit conditions. However, the banking monopoly and Brazil's spatial dimension inevitably create agency costs in the credit relationships between banks and firms. Therefore, in addition to the banks' monopoly, the cost of credit can also be linked to space. This is because agency costs arise from the spatial distance between the main municipality and the branch municipality of the banks. Confirmation of the hypothesis that distance increases credit rationing to micro and small companies is verified through three econometric models. The first shows that the increase in monopoly banking power raises the credit costs of micro and small businesses. The explanation for this result is the inefficiency of bank costs. Financial institutions showed cost inefficiency index at the level of municipalities. The second result points out that the increase in the banks' inefficiency index raises credit costs. However, inefficiency in banking costs at the municipality level can be correlated with branch costs. Therefore, the latest results indicate that the increase in the distance between the main municipality and the branch municipality of the banks increases the credit costs of smaller companies. Therefore, the flexibility of credit conditions for micro and small companies is obtained from the increase in competition and the development of the banking sector at the level of municipalities.

Keywords: Banking Concentration; Micro and Small Businesses; Local Credit; Efficiency; Distance.

1 Introdução

A literatura aponta que mercados bancários monopolizados comprometem a dinâmica financeira e de crédito local. De acordo com Levine (2005) e Demirgüç-Kunt et al. (2003) a concentração bancária reduz o crescimento da economia uma vez que racionaliza as condições de financiamento das firmas. Ryan et al. (2014) conclui que o poder de monopólio limita os investimentos das micro e pequenas empresas já que estas são sensíveis à obtenção de financiamento externo. O estudo de Joaquim et al. (2019) indica que no Brasil o monopólio dos bancos aumenta o racionamento de crédito as firmas menores. O estudo de Zeidan (2020) indica que o monopólio dos bancos favorecem a existência dos *spreads* bancários elevados no Brasil. Entretanto, Petersen and Rajan (1995) consideram que o aumento no poder de monopólio dos bancos facilita o acesso das empresas jovens ao mercado de crédito. A pesquisa de Fungáčová et al. (2017) observou reduções nos custos bancários para firmas pequenas em mercados bancários mais concentrados. Delis et al. (2017) também observou que as firmas pequenas melhoram seu desempenho diante da menor competição bancária. O determinante para as menores restrições de crédito na presença de monopólio está correlacionado a eficiência bancária. De acordo com Shamshur and Weill (2019), o monopólio possibilita aos bancos ganhos de eficiência. O aumento na eficiência favorece aos bancos disponibilizarem crédito a custos menores. Dessa forma, a literatura apresenta resultados inconclusos em torno dos efeitos do poder de monopólio bancário sobre a disponibilidade de crédito das firmas.

A literatura destaca duas considerações sobre a análise dos efeitos do monopólio bancário. A primeira refere-se aos indicadores de concentração. As pesquisas utilizam com frequência os indicadores de Lerner e Herfindahl - Hirschman (HHI). Porém, o estudo de Carbo-Valverde et al. (2009) mostra que estes indicadores podem conduzir a conclusões enganosas. Isso porque o índice de Lerner e HHI podem apresentar efeitos diferentes sobre as restrições de crédito para as micro e pequenas empresas. A segunda hipótese destaca que os custos financeiros dependem da competição bancária tanto no momento do depósito, quanto no momento da oferta de crédito Arping (2017). O monopólio na oferta de empréstimos poderá aumentar ou reduzir os custos de crédito a depender da competição bancária por depósitos. Portanto, tanto o estudo de Carbo-Valverde et al. (2009) e Arping (2017), sugere cuidados na interpretação dos resultados que medem o efeito do monopólio dos bancos sobre o custo de crédito das firmas.

As contribuições de Arping (2017) se aproximam da literatura pós-keynesiana. De acordo com Crocco et al. (2003); Rodríguez-Fuentes (1998), regiões com elevada preferência por liquidez teriam maiores restrições na oferta dos serviços financeiros. Entretanto, há situações em que os custos de crédito não estariam correlacionados ao volume de depósitos na região. Isso porque os bancos podem transferir recursos depositados entre as localidades¹. Portanto, os resultados duais na literatura viabilizam maior aprofundamento dos efeitos do monopólio bancário combinada às heterogeneidades regionais sobre o desempenho financeiro das micro e pequenas empresas.

Diante dessas considerações, a concentração bancária, associada às características espaciais de um país com dimensões continentais e com elevado nível de desigualdade regional afetam os padrões de oferta e demanda por crédito. Estes elementos são importantes para confrontar a capacidade dos grandes bancos na oferta dos serviços financeiros localmente para as micro e pequenas empresas. Porém, as agências de varejo do sistema bancário no Brasil são espacialmente distantes das respectivas sedes. A literatura aponta para uma maior restrição de crédito diante do distanciamento espacial. A distância física entre as sedes dos bancos e os agentes filiais elevam os custos de agência e induz à discriminação de preços Degryse and Ongena (2004, 2005). Portanto, essas múltiplas possibilidades de análise tornam o estudo do sistema bancário brasileiro a nível local numa importante contribuição para a literatura.

A inserção da variável espaço é uma relevante contribuição desta pesquisa para a literatura de crédito. O estudo acredita que as filiais bancárias espacialmente distantes das respectivas matrizes geram perdas de eficiência para o setor, pois haverá custos de agências Berger and DeYoung (2001), Degryse and Ongena

¹(ver Bustos et al. (2016))

(2004, 2005). A dimensão espacial e a estrutura bancária concentrada exercem significativa contribuição para aumentar os custos de agência. O oligopólio de cinco bancos no Brasil faz com que uma sede localizada em São Paulo (para bancos privados) ou Brasília (para bancos públicos) controle as filias em aproximadamente 4.000 municípios. Ou seja, um banco em determinado município exerce controle para várias agências bancárias em 4.000 municípios. Com isso, inevitavelmente, os bancos teriam custos de agência influenciando nos encargos do crédito.

Nesse contexto, o objetivo do artigo é responder ao problema: qual é o efeito da distância entre o município sede e o município filial sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas no Brasil? Para tanto, serão estimados três modelos econométricos. O primeiro mensura o custo de crédito das micro e pequenas empresas nos municípios perante ao poder de monopólio dos bancos na região. Os resultados sinalizam para maior preço dos serviços de crédito junto aos financiadores. A literatura indica que haverá melhores condições de financiamento para empresas pequenas na presença de monopólio bancário. Contudo, esta pesquisa encontrou resultados contrários. Diante desta evidência, o segundo modelo será usado para verificar o impacto da eficiência bancária sobre o custo de crédito das firmas menores. As evidências revelaram que apesar do elevado poder de mercado do setor, os bancos brasileiros são ineficientes. Portanto, os resultados são consistentes com a literatura, uma vez que a ineficiência do setor justificam as restrições de crédito na presença de monopólio bancário. No entanto, outros estudos apontam que o indicador de eficiência dos bancos apresentam níveis intermediários. A hipótese dessa pesquisa seria que os bancos são ineficientes do ponto de vista espacial devidos aos custos de agência. Com isso, o terceiro modelo estima o impacto da distância entre a sede e a filial bancária podem explicar os custos de crédito das micro e pequenas empresas.

Além dessa introdução, o artigo é composto por mais 4 seções. Na seção 2 apresenta a revisão da literatura. A seção 3 apresenta a metodologia aplicada nesta pesquisa. Na seção 4 serão demonstrados os resultados e os testes de robustez. As considerações finais são apresentadas na seção 5.

2 Revisão da Literatura

Os estudos sobre a literatura de relação credor-devedor tiveram origem na década de 1980. Os estudos de Stiglitz and Weiss (1981), Diamond (1984, 1989, 1991) foram os primeiros a destacar a informação e a reputação das firmas como determinante nas condições de financiamento. As firmas que apresentassem melhores informações aos bancos, assim como, melhores condições de pagamento teriam menores restrições de crédito. Dessa forma, a literatura passou a indicar o comportamento das firmas como uma das formas de reduzir as restrições de crédito.

O estudo de Stiglitz and Weiss (1981) destacou a informação como determinante no acesso das empresas aos serviços e produtos financeiros. As pesquisas de Diamond (1984, 1989) apontaram o custo de monitoramento e a reputação dos credores também como determinantes na disponibilidade de crédito. As firmas com pouca reputação recorrem ao financiamento bancário, enquanto que as firmas de maior reputação se financiam no mercado aberto. O estudo Diamond (1989) indica a idade² das firmas como forma de sinalizar sua reputação. As firmas que tiverem maior tempo de atuação tendem a possuir melhores condições de financiamento do que aquelas firmas com menor tempo de atuação. Portanto, a reputação destas firmas passaram a influenciar nas condições de financiamento.

O estudo de Diamond (1989) sinalizou que a reputação determina as condições de financiamento das firmas. As melhores condições de financiamento favorecem aos bancos redução nos custos com monitoramento das firmas (Diamond, 1991). As firmas que demandam dos bancos maiores esforços para obter informações tendem a possuir maiores custos com financiamento. Dessa forma, o relacionamento entre o

²A idade das firmas e o tempo de relação dos bancos com seus clientes eleva a capacidade dos bancos em extrair as informações referentes ao risco dos mutuários, Fredriksson and Moro (2014)

banco e as firmas reduz o custo com monitoramento dos bancos já que as informações seriam conhecidas a baixos custos. O estudo de Berger and Udell (1995) destaca que a relação de longo prazo entre bancos e firmas minimizam os problemas de assimetria da informação. As firmas com maior tempo de relacionamento com bancos tendem a pagar taxa de juros menores. Portanto, o relacionamento do banco com a firma viabiliza conhecer as informações destas firmas (Stiglitz and Weiss (1981)), a reputação das firmas (Diamond (1989)) e reduzir os custos com o monitoramento do crédito (Diamond, 1991).

A sinalização de que o relacionamento entre bancos e firmas favorece as condições de financiamento se manteve presente na literatura de relação credor-devedor. Os estudos apontaram que a relação seria suficiente para garantir o acesso ao crédito. Todavia, as pesquisas a partir de 1990 tiveram importante contribuição para esta literatura. Isso porque agregou a discussão variáveis até então pouco exploradas, como porte das firmas e a estrutura de mercado bancário. As pesquisas passaram a observar que porte das firmas também influenciam na disponibilidade de crédito (Petersen and Rajan, 1994). O estudo de Fazzari et al. (1987) já apontava para tal assimetria na disponibilidade de crédito entre firmas de diferentes portes. Conforme este estudo, as firmas maiores tendem a possuir vantagens em relação a firmas menores no momento de concessão do crédito. Isso porque, as firmas maiores possuem estrutura financeira capaz de exercer poder de barganha na negociação de crédito³. Por outro lado, os mercados bancários de concorrência perfeita ou monopolistas também influenciam na disponibilidade de crédito, (Petersen and Rajan, 1995). Os estudos incorporaram variáveis que estão presentes nas tomadas de decisão dos bancos e têm efeito nas restrições de crédito das firmas. Neste contexto as pesquisas de Petersen and Rajan (1994) e Petersen and Rajan (1995) tiveram significativa contribuição para a literatura. Portanto, a partir de 1990, os estudos na literatura de relação credor-devedor se tornaram cada vez mais próximos a realidade da dinâmica econômica.

O estudo de Petersen and Rajan (1994) inseriu na discussão o porte das firmas. A literatura de relação credor-devedor definiram dois tipos de informações que estariam vinculadas ao porte das firmas. As informações *softs* seriam informações difíceis de serem mensuradas, neste caso seriam informações disponibilizadas por firmas pequenas. As informações *softs* são difíceis de serem quantificadas como honestidade, gestão de dirigentes e competência, Cotugno et al. (2013). As informações *hads* seriam aquelas informações que podem ser mensuradas, seriam as informações concretas e, neste caso, disponibilizadas por grandes firmas. Dessa forma, as firmas menores teriam restrição de crédito superior as grandes firmas em razão do modo de ofertar as informações. Isso porque, a informação disponibilizada por firmas pequenas limitaria os bancos a identificar a reputação das firmas. A dificuldade em obter as informações das firmas pequenas elevaria o custo com monitoramento dos bancos. O aumento no custo com monitoramento elevaria o custo de crédito das firmas pequenas. Portanto, o relacionamento entre bancos e firmas não seria condição suficiente para menor restrição de crédito quando houvesse relacionamento com firmas de pequeno porte.

A inclusão do porte das firmas na literatura de relação credor-devedor sinaliza mudanças nas análises realizadas até o momento. Isso porque, as firmas de pequeno porte teriam restrições de crédito ainda que houvesse relacionamento com bancos. O relacionamento entre bancos e firmas garante menor restrição de crédito para grandes firmas. No entanto, a literatura apresentou que firmas menores teriam acesso ao crédito desde que mantivessem relacionamento com bancos de menor porte. Conforme Berger and Udell (2011) e Shimizu (2012), os bancos menores teriam facilidades em processar informações de empresas menores. Os bancos menores são melhores preparados para lidar com informações das empresas pequenas do que os grandes bancos. Os bancos menores são aptos a explorar tanto as informações *softs* quanto as informações *hads* reduzindo o risco de crédito diante de micro e pequenas empresas, (Fredriksson and Moro, 2014). A adaptação dos bancos as funções das firmas demandam custos (Boot and Thakor, 2000). Logo, os grandes bancos teriam que se adaptar as firmas pequenas, assim como, pequenos bancos deveriam se adaptar as

³A literatura de hierarquização do crédito como outro fator determinante para influenciar na disponibilidade de crédito as firmas. Com isso, as firmas podem escolher entre financiamento próprio ou de terceiros (mercado aberto ou bancário). No entanto, a escolha das fontes de financiamento é condizente para a realidade das grandes firmas.

firmas grandes. O custo de adaptação seriam repassados as firmas, gerando restrições de crédito. Dessa forma, a literatura passa a indicar que o relacionamento entre bancos e firmas reduzem as restrições de crédito, desde que bancos e firmas fossem de porte similar.

Além do porte das firmas, as restrições de crédito podem ser influenciadas pelos períodos de crises econômicas. Conforme estudo de Bolton et al. (2016), os bancos cobram taxas de juros maiores em períodos normais quando comparado a períodos de crises econômicas. A literatura aponta que os bancos obtêm a informação das firmas no momento em que a economia está estável e nos períodos de crises, quando os bancos já possuem informações das firmas os mesmos elevam os juros. Conforme pesquisa de Ioannidou and Ongena (2010) no início do relacionamento o banco oferta taxas de juros baixas, porém com o passar do tempo o custo de crédito aumenta gradativamente. Os bancos podem elevar os custos de crédito para firmas com maior grau de risco diante do poder de mercado adquirido durante o relacionamento com as firmas (Rajan, 1992). Neste caso, as firmas localizadas em regiões com maior poder de monopólio bancário tendem a apresentar aumento no custo de crédito em períodos de crises Beatriz et al. (2018). Portanto, a literatura sugere que a variável tempo e estrutura de mercado dos bancos podem limitar o acesso de crédito das micro e pequenas empresas ainda que exista relacionamento entre firmas e bancos.

A pesquisa de Beatriz et al. (2018) apontou que o monopólio dos bancos poderá aumentar o racionamento de crédito às firmas menores em períodos de crises na economia. Entretanto, o estudo de Petersen and Rajan (1995) não leva em consideração os períodos de crises na economia e indica que o monopólio dos bancos reduz as restrições de créditos para as micro e pequenas empresas. A pesquisa de Petersen and Rajan (1995) aponta que os bancos monopolistas ofertam crédito a taxa de juros menores para as micro e pequenas empresas. Os juros menores são disponibilizados pelos bancos monopolistas, pois na presença de monopólio os bancos podem estabelecer relacionamento com os bancos por maior período. O monopólio garante que os bancos também não venham se expor a riscos devido a concorrência entre bancos, garantido a capacidade financeira e de investimento da instituição. Logo, o monopólio bancário de acordo com o estudo de Petersen and Rajan (1995) é uma alternativa para viabilizar o acesso ao crédito das micro e pequenas empresas.

As pesquisas seguintes corroboraram com resultados de Petersen and Rajan (1995). Os estudos de Boot and Thakor (2000) e Kano et al. (2011) apontam a baixa concorrência bancária como fomentadora do crédito por relação. Os bancos possuem custos de adaptação às atividades das firmas e estes seriam minimizados na presença de grandes bancos. As pesquisas de Fungáčová et al. (2017) e Delis et al. (2017) apontam redução nos custos de crédito e melhora no desempenho das empresas diante do maior poder de mercado dos bancos. A pesquisa de Shamshur and Weill (2019) concluiu que os bancos ofertam serviços financeiros a custos menores para as empresas menores. A justificativa não estaria na relação entre bancos e firmas, mas na eficiência bancária⁴. Portanto, a estrutura do mercado bancário concentrado favorece os ganhos de eficiência do setor viabilizando oferta dos serviços financeiros a baixos custos.

Todavia, outros estudos encontram resultados contrários a de Petersen and Rajan (1995). A pesquisa de Ryan et al. (2014), sinaliza que o poder de monopólio dos bancos impõem limites ao investimento das empresas pequenas. Isso porque as empresas menores são financeiramente sensíveis. O estudo de Joaquim et al. (2019) considera que a menor competição entre bancos aumentam as restrições financeiras para empresas no Brasil. Além dos estudos correlacionados a literatura credor-devedor, a literatura tradicional com Levine (2005) e Demirgüç-Kunt et al. (2003) também apontam que o monopólio dos bancos aumenta o racionamento de crédito. Dessa forma, os efeitos do monopólio bancário não estão consolidados na literatura de crédito.

A literatura apontou a estrutura de mercado bancário, os ciclos de crise econômica, o porte das firmas como alguns fatores que influenciam nas restrições de crédito apesar do relacionamento entre bancos e firmas. Além destes elementos, a literatura acrescenta a variável espaço na discussão. De acordo com a

⁴O estudo de Demirgüç-Kunt et al. (2003) não encontrou correlação entre a eficiência e concentração bancária.

literatura, os demandantes e ofertantes de crédito estão espacialmente distantes, o que limita aos bancos conhecerem as informações financeiras das firmas. Por outro lado, a distância entre sede e filial bancária gera custo de agência e discriminação de preços Zhao and Jones-Evans (2017). A centralização na gestão dos bancos eleva o racionamento dos serviços financeiros, Cole (1998), Degryse and Ongena (2005), Carling and Lundberg (2005), Cerqueiro et al. (2009), Alessandrini et al. (2009) e Cotugno et al. (2013). Os efeitos são mais intensos sobre firmas menores por dois motivos. O primeiro em razão da maior dependência por recursos externos (Cenni et al., 2015). O segundo pela oferta das informações denominadas como *softs*. As restrições para as informações *softs* se tornam relevantes quando o espaço é inserido na discussão. Dessa forma, as empresas deveriam se relacionar com bancos de porte similar. O trabalho de Shimizu (2012) observou que nas regiões onde as empresas menores se relacionaram com bancos menores houve redução na quantidade de falências entre estas firmas. Logo, a depender do porte da firma, assim como do porte e da localização dos bancos, o relacionamento credor-devedor terá efeitos contrários a literatura de relação credor-devedor.

3 Metodologia

Nesta seção serão apresentados os modos quantitativos utilizados para responder aos questionamentos iniciais. Para tanto, tais métodos estão subdivididos em duas subseções. A Subseção 3.1 apresentará o banco de dados, a construção dos indicadores de concentração e eficiência bancária, como também, do custo de crédito das firmas, além de apresentar os ponderadores para as variáveis custo de crédito e distância entre municípios. A Subseção 3.2 apresenta os modelos econométricos.

3.1 Dados e amostra

O banco de dados da pesquisa é dividido em três fontes. A Estatística Bancária Mensal por Municípios (Estban) para dados bancários. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE) para informações das firmas e das regionais. O banco de dados do Finanças Brasil (Finbra) para obter informações das finanças públicas municipais. A amostra contempla bancos comerciais e múltiplos com carteira comercial. Os dados totalizam 80.016 observações no período de 1995 a 2017, contendo no máximo 3.478 município no ano de 2014 e no mínimo 3.238 municípios para o ano de 2001. A amostra contempla 79.366 observações para cada porte das respectivas empresas. A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nos modelos econométricos, bem como, nas demais análises quantitativas deste estudo.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Variável	Obs	Media	Desv.Pad.	Min	Max
Custo de Crédito das Firms Pequenas	80,002	0.302	0.183	0	1
Custo de Crédito das Firms Médias	80,002	0.00348	0.00550	0	0.0391
Custo de Crédito das Firms Grandes	80,002	0.0238	0.00922	0	0.0391
Eficiência Bancária	75,571	1.036	0.0219	1.011	1.457
Índice de Lerner	75,571	0.901	0.299	0	1
Índice HHI	75,571	0.643	0.345	0	1
Índice CR5	75,571	0.355	0.142	0	1
Tamanho das Firms Pequenas	80,016	4234	36042	0	1,865,000
Ativo das Firms Pequenas	80,016	37877	433869	0	55,000,000
Tamanho das Firms Médias	80,016	1291	11168	0	577673
Ativo das Firms Médias	79,366	10465	126405	0	7,046,000
Tamanho das Grandes Firms	80,016	5180	56326	0	2,868,000
Ativo das Grandes Firms	79,366	44750	413699	0	15,400,000
Crédito do Município	71,961	356.9	39232	0	8,026,000
Taxa de Homicídio no Município	80,016	15.23	18.22	0	254.94
PIB per capita	62,690	884577	9,278,000	-19046	651,000,000
IPTU	45,793	5,654,000	88,200,000	0	5,020,000,000

Fonte: Elaborado por este autor

3.1.1 Medidas de concentração bancária

Os estudos utilizam diferentes medidas de concentração para analisar os efeitos do poder de monopólio dos bancos. Uns estudos utilizam apenas o índice de Lerner, outros estudos utilizam os indicadores de lerner e Herfindahl-Hirschman (HHI), (ver Carbo-Valverde et al. (2009), Ryan et al. (2014) e Delis et al. (2017)). Existem pesquisas que utilizam as quatro medidas de concentração, índice de lerner, HHI, *h-statistic* e CR5, Fungáčová et al. (2017). Este estudo fará uso de três medidas de concentração bancária índice de lerner, HHI e CR5.

- **Índice Herfindahl-Hirschman:** medido pela soma do depósitos ao quadrado. Calculado pela razão entre o depósito do banco pelo da região;

$$Herfindahl = \sum \left(\frac{D_{ji}}{D_i} \right)^2 \quad (1)$$

Onde D_{ji} é o volume de depósito do banco j , no município i e D_i é o volume de depósito no município i .

- **Índice CR5:** medido pela razão do ativo dos cinco maiores bancos do município pelo total de ativos de todos os bancos no município;

$$CR5 = \frac{Atv_{ji}}{Atv5_i} \quad (2)$$

Onde Atv_{ji} é o ativo do banco j no município i e $Atv5_i$ dos cinco maiores bancos no município i .

- **Índice de Lerner:** razão da diferença entre preço do ativo e custo marginal por preço do ativo. A razão entre o depósito a prazo por ativo é a *proxy* para o preço do ativo⁵. O custo marginal será obtido pela estimação da função translog. Os insumos da função de custo é o salário, as despesas

⁵O volume de depósitos mede o custo do empréstimo ofertado pelo banco. O aumento na quantidade de depósitos faz com que bancos venham recorrer menos ao mercado interbancário, barateando o empréstimo. Logo, quanto maior for o volume de depósitos na região menor deverá ser o custo do dinheiro Bustos et al. (2016)

com capital físico e as despesas financeiras dos bancos. Para os salários será utilizado os salários do setor financeiro. Para as despesas com capital físico serão utilizadas as despesas classificadas em "bens imobilizados em uso" no Estban. A despesa bens imobilizados em uso compõem, despesas com equipamentos em estoque, móveis e imóveis, bens arrendados, além dos ativos intangíveis. Para variável despesas financeiras será utilizada os encargos financeiros e não financeiros dos bancos com captação de recursos e a manutenção da estrutura administrativa. As despesas financeiras utilizadas neste estudo está classificada em "contas devedoras" no Estban. Dessa forma, a construção do índice de Lerner utilizará dados *proxys* para estimar a equação do custo marginal.

$$Lerner = \frac{P - CMG}{P} \quad (3)$$

O custo marginal é encontrado através da minimização da função Equação 4, conforme indicado nos estudos de Carbo-Valverde et al. (2009) e Ryan et al. (2014). A função translog é a expansão do polinômio da série de Taylor. A série de Taylor possibilita encontrar os retornos marginais para cada variável da função custo:

$$\ln C = \beta_0 + \sum_i \beta_{ij} \ln P_{ij} + 0.5 \sum_i \sum_j \Theta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \beta_y \ln Y_j + 0.5 \beta_{yy} \ln Y_j + \sum_i \Theta_{iy} \ln P_i \ln Y_j \quad (4)$$

Onde i é indicador dos custos e j são os municípios. A variável custo (C) é o somatório de P_1 , P_2 e P_3 . A variável P_1 são as despesas com juros por depósito; P_2 despesas com pessoal por total de ativos; P_3 outras despesas operacionais por ativo fixo (Ativos imobilizados) e Y produto total (Ativo total).

A Equação 4 possui a restrição $\sum_i \beta_i = 1$. A elasticidade unitária é uma restrição para minimização da função de custo no longo prazo (Ver, cap. 7, (Carrera-Fernandez, 2009)). Os efeitos marginais da Equação 4 são reestimados pelo Sistema de Regressão Aparentemente não Correlacionada (SUR) a partir função de participação nos custos (Ver, cap. 10, Greene (2008)):

$$S_i = \beta_i + \sum_j \Theta_{ij} \ln P_j + \Theta_{iy} \ln Y \quad (5)$$

A Equação 5 possui as seguintes restrições:

$$\begin{aligned} \Theta_{ij} &= \Theta_{ji}; \\ \sum_i \Theta_{ij} &= 0; \text{ e} \\ \sum_i \Theta_{iy} &= 0 \end{aligned}$$

A primeira restrição refere-se à simetria. A simetria é condição necessária para que a função seja invertível, todavia, o sistema SUR apresenta o problema de heterocedasticidade e autocorrelação. Logo, é incluída a matriz de ponderação de covariância (Σ) tornando o modelo singular (Greene, 2008). A segunda restrição considera a elasticidade cruzada igual a zero. Com isso, os insumos são independentes e a demanda para cada um dos bens não varia em relação ao preço do outro. A terceira restrição garante que os efeitos marginais sobre o custo sejam apenas impactados pela variação no nível de preços.

O custo marginal é encontrado por meio da variação da Equação 4 em razão do produto dada a participação do produto no custo total do banco. A construção da função de custo marginal (Equação 4) foi realizada a partir dos estudos de Ryan et al. (2014) e Carbo-Valverde et al. (2009).

$$cmg = \left(\frac{ct}{y}\right) * (\beta_y + \beta_{yy} \ln Y + \sum_i \theta_{iy} \ln P_i) \quad (6)$$

Onde ct é o custo total.

3.1.2 Índice de Custo de Crédito (ICC)

A variável custo de crédito é calculada com base na metodologia do Indicador do Custo de Crédito (ICC), utilizada pelo Banco Central. O indicador foi calculado para cada município. A medida dos juros foi construída a partir da discussão em torno da preferência por liquidez. Os estudos de Crocco et al. (2003, 2005); Rodríguez-Fuentes (1998) sugerem que regiões menos desenvolvidas possuem maior preferência por liquidez⁶. Diante da elevada preferência por liquidez bancos emprestam menos, pois a capacidade de empréstimo encontra-se no intermédio entre o prestador e o mutuário Samolyk (1992). A pesquisa de Bustos et al. (2016) destaca que o preço do crédito depende do volume de depósitos realizados. Sendo assim, a taxa de juros cobrada nos municípios está correlacionada ao nível de depósito local.

De acordo com informações provenientes do Banco Central a variável de custo de crédito foi construída a partir da equação abaixo:

$$M^i = S_t^p * I_t^i \quad (7)$$

Onde M^i é o volume de juros no município (i); S_t^i é o saldo de operações de crédito no tempo (t), no município (i); e I_t^p taxa média de juros no tempo (t), no município (i). A razão depósitos por ativo é uma medida de *proxy* para os juros nos municípios.

$$I_t^i = \frac{\sum_{t=1}^{p=3478} S_{t,p} * i_p}{\sum_{t=1}^{p=3478} S_{t,p}} \quad (8)$$

$$ICC_{t,i} = ((\frac{\sum_{t=1}^{p=3478} M_t^p * i_p}{\sum_{t=1}^{p=3478} S^p} + 1) - 1) * 100 \quad (9)$$

Onde $ICC_{t,i}$ é o custo de crédito no tempo (t), no município (i).

3.1.3 Ponderadores: variável custo de crédito e variável distância

Esta seção apresentará as informações dos ponderadores para a custo de crédito. A variável ICC (Equação 9) foi construída para sinalizar o custo de crédito naquele município. A aplicação dos ponderadores viabilizará que o custo de crédito esteja correlacionado as micro e pequenas empresas naquele município. Logo, o ponderador tem objetivo de convergir as informações financeiras daquele municípios para as micro e pequenas empresas. A variável custo de crédito é ponderada pela inversa proporcional da amostra da quantidade de micro e pequenas empresas nos municípios. A ponderação invertida impede que os setores com maior participação na amostra sejam superponderados em relação àqueles de menor participação na amostra⁷.

$$\wp_{it} = \eta_{it} / n_{it}; \quad (10a)$$

$$C_{it} = ICC_{t,i} * \wp_{it}; \quad (10b)$$

A variável C_{it} representa o custo ponderado das micro e pequenas empresas no município i, no tempo t. $ICC_{t,i}$ é a variável índice de custo de crédito. η_{pt} é o total de empresas no município i, no tempo t; n_{it} é o total de micro e pequenas empresas no município i, no tempo t.

⁶“Em áreas de menor dinamismo econômico, há uma maior preferência pela liquidez, dada a maior incerteza e os arranjos institucionais menos desenvolvidos” (Alexandre et al., 2008)

⁷Ver cap 27 de Cameron and Trivedi (2005)

A variável distância foi calculada a partir do software Rstudio, por meio do pacote "geobr" para o ano de 2019 e das funções "stcentroid" e "stdistance". No entanto, os dados de distância foram obtidos somente para o ano de 2019. Com isso, para obter os dados dos anos anteriores a variável distância foi ponderada pelo número de agências em cada município. A expectativa é que quanto maior a distância e a quantidade de agências bancárias naquele município, maiores os custos de agências.

$$Distancia_i = Dist_i * Ag_{it}; \quad (11)$$

A variável $Distancia_i$ representa a distância ponderada pela quantidade de agência no município i , no tempo t .

3.1.4 Índice de eficiência bancária

Esta seção apresenta a construção do índice de eficiência bancária. A literatura já apresentou resultados para o indicador de eficiência bancária no estudo de Shamshur and Weill (2019). O estudo Shamshur and Weill (2019) foi realizado para micro e pequenas empresas no continente europeu. A pesquisa de Teles and Tabak (2010) também construiu os indicadores de eficiência dos bancos no Brasil. Os dois estudos construíram o indicador de eficiência a nível de bancos. No presente estudo a eficiência dos bancos a nível de municípios. Dessa forma, a estimação do impacto da eficiência bancária sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas (Equação 16) traz contribuições para a literatura. Isso porque o indicador de eficiência é construído a nível de municípios.

O indicador eficiência bancária é calculado a partir da função translog de custo, estimada pelo método de máxima verossimilhança. O modelo (Equação 12) foi construído a partir dos estudos de Manlagñit (2011) e Fungáčová et al. (2017):

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{CT_{it}}{q * W_{3it}}\right) = & \beta_0 + \sum_i^2 \beta_j \ln\left(\frac{Y_{jit}}{q_{it}}\right) + \sum_i^2 \beta_k \ln\left(\frac{W_{kit}}{W_{3it}}\right) + 0.5 \sum_m^2 \sum_j^2 \beta_{jl} \ln\left(\frac{Y_{jit}}{q_{it}}\right) \ln\left(\frac{Y_{lit}}{q_{it}}\right) + \\ & 0.5 \sum_k^2 \sum_p^2 \beta_{kp} \ln\left(\frac{W_{kt}}{W_3}\right) \ln\left(\frac{W_{pt}}{W_3}\right) + \sum_k^2 \sum_j^2 \ln\left(\frac{W_{kt}}{W_3}\right) \ln Y_j + \beta_q t + 0.5 \beta_r t^2 + \\ & 0.5 \beta_{it} + \beta_y (\ln Y_{it}) t + \sum_i^2 \beta_j \ln\left(\frac{Y_{jit}}{q_{it}}\right) t + \sum_i^2 \beta_k \ln\left(\frac{W_{kit}}{W_{3it}}\right) t + \mu_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

Onde CT_{it} é o somatório de W_1 , W_2 e W_3 . W_{kit} é o k^{th} preço do insumo ($k=1,2$). A variável W_1 são despesas com pessoal (salários do setor financeiro nos municípios). A variável W_2 são as outras despesas de ativo imobilizado, *proxy* de despesas com ativo fixo. A variável W_3 são as despesas com as contas devedoras, *proxy* de despesas financeiras. A variável q_{it} é o ativo total para o município i no tempo t . Y_{lit} é o produto do banco ($l=1,2$). A variável Y_1 é o total de empréstimos e títulos em redesconto. Y_2 é o ativo menos os empréstimos e as despesas com ativo fixo. A variável μ_{it} é o termo de eficiência e v_{it} é o termo de erro.

Contudo, a Equação 12 é estimada simultaneamente com a Equação 13 para obter o distanciamento entre a função e sua fronteira Manlagñit (2011). μ_{it} é uma medida de eficiência e definida da seguinte forma:

$$\mu_{it} = z_{it} \delta + w_{it} \quad (13)$$

A variável μ_{it} apresenta uma distribuição normal-truncada $N(0, \sigma^2)$. A variável z_{it} é composta por quatro variáveis: saldo devedor por empréstimo, resultado por total de ativos, empréstimo por depósito e depósito por total do passivo. A partir da ?? e da Equação 16 o custo de eficiência bancária é definido da seguinte forma:

$$CE_{it} = \exp(-\mu_{it}) \quad (14)$$

A estimação da função de fronteira estocástica apresentou uma tendência decrescente (Tabela 2). O indicador encontrado é superior àquele no estudo de Shamshur and Weill (2019) e Tecles and Tabak (2010), mas próximos do estudo de Manlagñit (2011).

Os resultados da Tabela 2 apresentaram indicadores de eficiência bancária superiores a 1. A literatura sugere que quando o índice de eficiência dos bancos calculados a partir da função de custo, os bancos são considerados como ineficientes, Manlagñit (2011). Apesar do elevado índice, a melhora nos índices de eficiência dos bancos ao longo do tempo é acompanhada pelo processo de privatização e concentração do setor bancário. De 2006 a 2017 houve significativa redução no índice de ineficiência dos bancos (Tabela 2). A redução no índice é combinada com o período de maior concentração bancária ao longo dos anos 2000. Dessa forma, a melhora nos indicadores de eficiência dos bancos no Brasil poderá estar correlacionada a concentração bancária.

Os resultados são diferentes dos estudos de Shamshur and Weill (2019) e Tecles and Tabak (2010). Porém, estes estudos foram realizados a nível de bancos, assim como o estudo de Manlagñit (2011). A análise desta pesquisa foi construída a nível de municípios. Dessa forma, a hipótese desta pesquisa é que os custos de agência podem tornar os bancos ineficientes, diante do custo de agência.

Tabela 2: Estimativa da ineficiência dos custos (1995-2017)

Ano	Média	Ano	Média
1995	1.46	2007	1.30
1996	1.44	2008	1.29
1997	1.43	2009	1.28
1998	1.41	2010	1.27
1999	1.39	2011	1.26
2000	1.38	2012	1.25
2001	1.37	2013	1.24
2002	1.36	2014	1.23
2003	1.34	2015	1.22
2004	1.34	2016	1.22
2005	1.32	2017	1.21
2006	1.31		

Fonte: Elaborado por este autor

3.2 Modelos de regressão econométrica

O primeiro modelo a ser apresentado (Equação 15) mede o impacto do poder de monopólio dos bancos nos municípios sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas. O modelo será estimado pelo método de mínimos quadrados, controlando o efeito do tempo e da heterogeneidade dos municípios. O método de estimação é similar ao aplicado por Fungáčová et al. (2017) e Shamshur and Weill (2019):

$$C_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \delta PM_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Na Equação 15, C_{it} é o custo do crédito das micro e pequenas empresas no município i no tempo t . A variável custo de crédito foi construída pela correlação entre o índice de custo de crédito (ICC), ponderado pela participação invertida das micro e pequenas empresas nos municípios; X_{it} são informações da firma (tamanho e ativo intangível); Z_{it} é o conjunto de variáveis regionais (crédito, estado de direito⁸,

⁸É usada a taxa de homicídios como *proxy*

PIB per capita e inflação⁹); PM_{it} são três medidas do poder de mercado (indicador de lerner, Herfindahl - Hirschman (HHI) e CR5); θ_i efeito fixo do município; μ_t efeito fixo do tempo e ε_{it} termo de erro aleatório.

O segundo modelo (Equação 16) tem o objetivo de mensurar o impacto da eficiência bancária sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas. Os indicadores de eficiência foram superiores a 1, dessa forma, os resultados da (Equação 16) tendem a sinalizar o comportamento dos custos de crédito das micro e pequenas empresas a partir da ineficiência do setor bancário. O estudo de Shamshur and Weill (2019) encontrou resultados para eficiência bancária inferiores a 1. Por outro lado, o estudo de Manlagñit (2011) encontrou resultados para eficiência bancária superiores a 1. A estimação do modelo será realizada por Mínimos Quadrados Ordinários, controlando o efeito do tempo e a heterogeneidade dos municípios. O modelo foi construído com base no estudo de Shamshur and Weill (2019):

$$C_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \delta Efban_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Onde, C_{it} é o custo do crédito no município i no período t . O custo de crédito é a interação entre o Índice de Custo de Crédito (ICC) ponderado pela quantidade invertida das micro e pequenas empresas que atuam no município; X_{it} são as informações da firma (tamanho e ativo intangível); Z_{it} é o conjunto de variáveis regionais (crédito, estado de direito, PIB per capita e inflação); $Efban_{it}$ é o índice de eficiência bancária; θ_i é o efeito fixo do município; μ_t é o efeito fixo do tempo e ε_{it} termo de erro aleatório.

O terceiro modelo (Equação 17) tem objetivo de verificar se a distância entre a sede e a filial bancária aumenta os custos de crédito, tendo em vista que os cinco principais bancos do Brasil estão localizados nos municípios de São Paulo (para bancos privados) e Brasília (para bancos públicos).

$$C_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \delta Dis_{it} + \lambda PM_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Onde, C_{it} é o custo do crédito no município i no período t . O custo de crédito é a interação entre o Índice de Custo de Crédito (ICC) ponderado pela quantidade invertida das micro e pequenas empresas que atuam no município; X_{it} são as informações da firma (tamanho e ativo intangível); Z_{it} é o conjunto de variáveis regionais (crédito, estado de direito, PIB per capita e inflação); Dis_{it} é a distância dos municípios para os municípios de São Paulo e Brasília; θ_i é o efeito fixo do município; μ_t é o efeito fixo do tempo e ε_{it} termo de erro aleatório.

4 Resultados

Neste capítulo serão apresentados os principais resultados das estimações para os três modelos econométricos apresentados na seção anterior. O primeiro resultado refere-se a Equação 15 em que mede o impacto do poder de monopólio sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas (Subseção 4.1). O segundo resultado refere-se a Equação 16 em que mede o impacto da eficiência bancária sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas (Subseção 4.2). O terceiro refere-se a Equação 17 em que mede o impacto da distância entre a sede e as filiais bancárias sobre o custo de crédito das micro e pequenas empresas (Subseção 4.3).

4.1 Estimativa da função custo de crédito

Os resultados na Tabela 3 indicam crescimento no custo de crédito para as micro e pequenas empresas para os três indicadores de concentração bancária (índice de Lerner, HHI e CR5). A variável da firma Tamanho_Pequenas_Empresas é positiva e estatisticamente significativa para os índices Lerner e HHI.

⁹É usada o IPTU como *proxy*

Esta mesma variável é positiva, porém estatisticamente não significativa para o índice CR5. A variável Ativo_Pequenas_Empresas é negativa e estatisticamente significativa para o índice de concentração CR5. Esta mesma variável é negativa, porém, estatisticamente não significativa para os indicadores Lener e HHI. A variável institucional é negativa e estatisticamente significativa para todos indicadores de concentração. A variável crédito é positiva para os indicadores de concentração de Lener e HHI, porém é estatisticamente significativa somente para o indicador HHI. Já para o índice de concentração CR5, o crédito é negativo e estatisticamente significativo. A variável PIB_Municípios é negativa e estatisticamente significativa para os índices de concentração Lener e HHI. Já para o índice de concentração CR5, o PIB_Municípios é negativo e estatisticamente não significativo. A variável IPTU_Municípios é positiva e estatisticamente não significativa para os indicadores de concentração Lener e CR5. Já para o índice de concentração HHI, o IPTU_Municípios é positivo e estatisticamente não significativo.

Tabela 3: Estimativa do custo de crédito

	Custo de Crédito das Micro e Pequenas Empresas		
	(1)	(2)	(3)
Indice_Lener	0.2139883*** (0.07)		
Indice_HHI		0.1152399*** (0.02)	
Indice_CR5			0.0901156* (0.05)
Tamanho_Pequenas_Empresas	0.0000010* (0.00)	0.0000022*** (0.00)	0.0000005 (0.00)
Ativo_Pequenas_Empresas	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000001*** (0.00)
Credito	0.0000005 (0.00)	0.0000015*** (0.00)	-0.0146493*** (0.00)
Institucional	-0.0015163*** (0.00)	-0.0013531*** (0.00)	-0.0019767*** (0.00)
PIB_Municípios	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000** (0.00)	-0.0046237 (0.01)
IPTU_Municípios	0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	0.0000000 (0.00)
Observações	32474	33298	30653
Ajustado R^2	0.011	0.025	0.006
Região FE	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4.2 Estimativa da função de eficiência bancária

O segundo resultado a ser apresenta é a função de eficiência bancária (Equação 12). Os indicadores de eficiência foram superiores a 1 (Tabela 2). O índice de eficiência bancário médio é de 1.32%. Dessa forma, o custo de produção dos bancos nos municípios brasileiros, em média, excedem a fronteira de produção em 32%, próximo ao indicador encontrado no estudo de Manlagñit (2011). Com isso, a interpretação para os resultados na Tabela 4 são diferentes do estudo de Shamshur and Weill (2019), pois este autor

encontrou índices de eficiência bancária abaixo da curva de fronteira. Dessa forma, aumento no variável de Ineficiência_bancos indica que a ineficiência do setor bancário no Brasil aumenta. O objetivo desta seção é trazer a primeira hipótese para explicar os resultados do poder de monopólio sobre os indicadores financeiros das micro e pequenas empresas.

Os resultados da Tabela 4 incluem as médias e grandes empresas, além das micro e pequenas empresas. A variável Ineficiência_bancos é positiva para todos os portes das firmas, porém é estatisticamente significativa somente para as micro e pequenas empresas. Dessa forma, aumento na ineficiência bancária aumenta os custos de crédito das micro e pequenas empresas. Os resultados assim como as interpretações foram diferentes aos encontrados Shamshur and Weill (2019). Isso porque enquanto o presente estudo encontrou indicadores de eficiência bancária acima da fronteira de eficiência, o estudo de Shamshur and Weill (2019) encontrou indicadores de eficiência abaixo da curva de fronteira. Com isso, a interpretação deste estudo sugere que aumento no indicador de eficiência bancária torna a atividade bancária ineficiente. Logo, o aumento no índice de eficiência bancária elevam os custos de crédito.

Tabela 4: Estimativa do custo de crédito por ineficiência bancária

	Micro empresas	Médias empresas	Grandes empresas
	(1)	(2)	(3)
Ineficiencia_bancos	0.8169558*** (0.27)	0.8312965 (0.63)	0.1539126 (0.18)
Tamanho_Empresas	-0.0000007*** (0.00)	0.0075602 (0.01)	-0.0000007*** (0.00)
Ativo_Empresas	-0.0000000 (0.00)	-0.1473338*** (0.01)	0.0000000 (0.00)
Credito	-0.0955287*** (0.01)	-0.0904697*** (0.01)	-0.0515679*** (0.00)
Institucional	-0.0033751*** (0.00)	-0.1271445*** (0.02)	0.0011511*** (0.00)
PIB_Municipios	-0.2177578*** (0.00)	-0.0735158*** (0.01)	-0.1676990*** (0.00)
IPTU_Municipios	-0.0005036 (0.00)	0.0243192*** (0.01)	0.0882056*** (0.00)
Observações	30741	13354	30108
Ajustado R^2	0.144	0.158	0.074
Região FE	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Outro modo de verificar os efeitos da eficiência bancária sobre os custos de crédito das micro e pequenas empresas no Brasil é através da interação entre o índice de concentração dos bancos (indicador de lerner, Herfindahl - Hirschman (HHI) e CR5) e de ineficiência bancária. O objetivo deste modelo é verificar qual impacto da ineficiência bancária sobre os custos de crédito dos bancos quando é adicionado ao modelo o poder de monopólio dos bancos. Ou seja, qual seria o efeito da ineficiência bancária quando houver aumento no poder de monopólio destes bancos.

Os resultados apresentados na Tabela 5 mostram a interação entre o indicador de ineficiência bancária e o poder de monopólio dos bancos. A variável Ineficiência_bancos é positivo e estatisticamente significativo para os três indicadores de concentração inseridos no modelo. Os resultados mostram que o coeficiente

de interação entre o índice de concentração e ineficiência bancária eleva o custo do crédito para as micro e pequenas empresas. Esses resultados são observados para os indicadores HHI e CR5, porém, não é observado para o índice de Lerner. Isso sugere que a ineficiência do setor bancário tem um efeito positivo sobre o custo do crédito e, quando o poder de monopólio dos bancos aumenta, esse efeito cresce. Logo, tanto o poder de monopólio dos bancos quanto a ineficiência do setor aumentam os custos de crédito das micro e pequenas empresas.

Tabela 5: Estimativa do custo do crédito por interação poder de monopólio e ineficiência bancária

	Índice de Lerner	Índice HHI	Índice CR5
	(1)	(2)	(3)
Ineficiencia_bancos	0.7560156*** (0.26)	0.7072468*** (0.27)	0.5988353** (0.29)
Indice_Lerner	0.0007863 (0.00)		
Ineficiencia_bancos_Indice_Lerner	-0.0007699 (0.00)		
Indice_HHI		0.0627849*** (0.02)	
Ineficiencia_bancos_Indice_HHI		0.2152840*** (0.02)	
Indice_CR5			-0.0242820 (0.04)
Ineficiencia_bancos_Indice_CR5			0.2195929*** (0.02)
Tamanho_Pequenas_Empresas	-0.0000085*** (0.00)	-0.0000011*** (0.00)	-0.0000012 (0.00)
Crédito	0.0000016*** (0.00)	0.0000009** (0.00)	-0.0936811*** (0.01)
Institucional	-0.0027526*** (0.00)	-0.0034437*** (0.00)	-0.1130014*** (0.01)
PIB_Municipios	0.0000000*** (0.00)	-0.0471148*** (0.01)	-0.0000000 (0.00)
IPTU_Municipios	-0.0023880 (0.00)	0.0091613*** (0.00)	0.0024299 (0.00)
Ativo_Pequenas_Empresas	0.0000002*** (0.00)	-0.0827618*** (0.00)	-0.1279528*** (0.00)
Observações	30864	28832	27182
Ajustado R^2	0.049	0.155	0.154
Região FE	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4.3 Estimativa da função de distância bancária

Os resultados da Tabela 6 indicam que o aumento na distância entre a sede dos bancos, seja no municípios de São Paulo ou no municípios do Distrito Federal (Distância (SP) e Distância (DF)) para o

restante dos municípios, aumentam os custos de crédito. O aumento nos custos de crédito é explicado pelo custos de agência, conforme a literatura sinaliza. Os indicadores de eficiência bancária (ÍndiceLener, ÍndiceHHI e ÍndiceCR5) são positivos/negativos, mas estatisticamente não significativos. Os resultados apontam que a distância exercem maior impacto sobre os custos de crédito, quando comparado ao índice de concentração bancária.

Tabela 6: Estimativa do custo de crédito por distância bancária

	Índice de Lener	Índice HHI	Índice CR5	Índice de Lener	Índice de HHI	Índice de CR5
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Distância (SP)	0.0319634*** (0.01)	0.0318263*** (0.01)	0.0323620*** (0.01)			
Distância (DF)				0.2138603*** (0.01)	0.2140307*** (0.01)	0.2141456*** (0.01)
Índice_Lener	0.0685692 (0.07)			0.0756814 (0.07)		
Índice_HHI		0.0021786 (0.01)			-0.0059187 (0.01)	
Índice_CR5			-0.0206294 (0.03)			-0.0267407 (0.03)
Tamanho_Pequenas_Empresas	0.2049855*** (0.00)	0.2049320*** (0.00)	0.2049566*** (0.00)	0.2174213*** (0.00)	0.2173360*** (0.00)	0.2173176*** (0.00)
Ativo_Pequenas_Empresas	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000** (0.00)	-0.0000000** (0.00)
Credito	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)
Institucional	0.0007867*** (0.00)	0.0007854*** (0.00)	0.0007880*** (0.00)	0.0008383*** (0.00)	0.0008380*** (0.00)	0.0008401*** (0.00)
PIB_Municipios	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)
IPTU_Municipios	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000 (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)
Observations	33295	33295	33295	33294	33294	33294
Adjusted R^2	0.245	0.245	0.245	0.260	0.260	0.260
Region FE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

4.4 Teste de robustez

A análise de robustez será realizada para variável custo de crédito. A variável custo de crédito é mensurada pela literatura através das despesas financeiras por total da dívida¹⁰. O objetivo é construir uma nova variável custo de crédito que se aproxime daquele sugerida pela literatura será estimada a Equação 18.

A Equação 18 é o modelo *shift-share* que tem o objetivo de verificar o impacto das variáveis a nível nacional sobre as variáveis a nível dos municípios. As variáveis a nível nacional permitirá a este estudo identificar aquelas variáveis utilizadas pela literatura para mensurar o custo de crédito das micro e pequenas empresas nos municípios. Por exemplo, a variável despesas financeiras por total de despesas com dívidas descontada taxa de juros nacional (γ_{jt}) é utilizada para identificar os custos de crédito das firmas (ver Carbo-Valverde et al. (2009), Fungáčová et al. (2017) e Shamshur and Weill (2019)). Porém, neste estudo teremos a variável sugerida pela literatura (despesas financeiras) a nível nacional influenciando na variável custo de crédito a nível dos municípios. Ou seja, continuaremos a utilizar uma *proxy* do custo de crédito, contudo teremos algumas características da variável sugerida pela literatura.

A Equação 18 é construída a partir do estudo de Barone et al. (2018):

¹⁰Ver Carbo-Valverde et al. (2009), Fungáčová et al. (2017) e Shamshur and Weill (2019)

$$\Delta \ln(ICC_{it}) = \alpha_0 + \beta X_{it} + \theta_j \gamma_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

A variável $\Delta \ln(ICC_{it})$ é a variação do índice de custo de crédito no município i , no tempo t , X_{it} mensura a demanda local (crescimento do valor adicionado defasado; pib per capita adicionado; produtividade do trabalho; taxa de desemprego; participação de indivíduos com graduação; índice de infraestrutura (*proxy* para capital físico); indicador de votação; taxa de exportação por PIB e participação do valor adicionado da manufatura, construção e serviços) e, γ_{jt} seria despesas financeiras por total de despesas com dívidas descontada taxa de juros nacional.

O ponderador para o parâmetro γ_{jt} será mensurado por:

$$C_{it}^* = T_{it} * \theta_j \quad (19)$$

Na Equação 19 C_{it}^* refere-se a variável alternativa para o custo de crédito das micro e pequenas empresas no município i , no tempo t . θ_j é o parâmetro da Equação 18 estimada; T_{it} é o tempo de trabalho¹¹ dos funcionários. O tempo de trabalho é uma *proxy* que sinaliza o tempo de existência das firmas no mercado pois é uma sinalização de confiança, Diamond (1989).

Os resultados na Tabela 7 apontam para o crescimento nos custos de crédito diante do aumento na distância na distância entre o município sede e os filiais dos bancos nos municípios. Os resultados para o modelo com a variável alternativa do custo de crédito são similares ao resultado principal (Tabela 6).

Tabela 7: Estimativa do custo de crédito por distância bancária

	Índice de Lener	Índice HHI	Índice CR5	Índice de Lener	Índice de HHI	Índice de CR5
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Distância (SP)	0.0319634*** (0.01)	0.0318263*** (0.01)	0.0323620*** (0.01)			
Distância (DF)				0.2138603*** (0.01)	0.2140307*** (0.01)	0.2141456*** (0.01)
Indice_Lener	0.0685692 (0.07)			0.0756814 (0.07)		
Indice_HHI		0.0021786 (0.01)			-0.0059187 (0.01)	
Indice_CR5			-0.0206294 (0.03)			-0.0267407 (0.03)
Tamanho_Pequenas_Empresas	0.2049855*** (0.00)	0.2049320*** (0.00)	0.2049566*** (0.00)	0.2174213*** (0.00)	0.2173360*** (0.00)	0.2173176*** (0.00)
Ativo_Pequenas_Empresas	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000* (0.00)	-0.0000000** (0.00)	-0.0000000** (0.00)
Credito	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)	0.0000010** (0.00)
Institucional	0.0007867*** (0.00)	0.0007854*** (0.00)	0.0007880*** (0.00)	0.0008383*** (0.00)	0.0008380*** (0.00)	0.0008401*** (0.00)
PIB_Municipios	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)	-0.0000000 (0.00)
IPTU_Municipios	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000 (0.00)	0.0000000* (0.00)	0.0000000* (0.00)
Observations	33295	33295	33295	33294	33294	33294
Adjusted R ²	0.245	0.245	0.245	0.260	0.260	0.260
Region FE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Time FE	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Erro padrão em parênteses

Erro padrão robustos heterocedásticos estão em parenteses. Elaborado pelo autor com base nas estimações.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

¹¹Razão entre o tempo dos trabalhadores nas micro e pequenas empresas e o tempo de trabalho em todas empresas do município.

5 Conclusão

A análise deste artigo foi construída partindo da hipótese de que as micro e pequenas empresas localizadas em municípios distantes das grandes capitais do Brasil teriam restrições de crédito. Isso porque as firmas localizadas em municípios afastados dos grandes centros se relacionam com as filiais bancárias. Com isso, o relacionamento de crédito entre as firmas menores e as filiais bancárias aumentam os custos de crédito devido os custos de agência.

Os custos de agência é uma característica da estrutura bancária brasileira. Isso porque, no Brasil cinco bancos são os principais responsáveis pela oferta significativa dos produtos e serviços bancários no país. Em determinados períodos, os cinco bancos chegam a ofertar 75% de todo crédito disponibilizado no país. Estes bancos estão espacialmente distribuído no território nacional. Contudo, as matrizes destes bancos estão localizadas em Brasília para os bancos públicos e em São Paulo para os bancos privados. Dessa forma, as matrizes dos bancos estão localizadas em um ou dois municípios, enquanto que as respectivas filiais estão distribuídas em aproximadamente 4.000 municípios.

Os resultados apontaram que o aumento no poder de monopólio dos bancos no Brasil aumenta os custos de crédito para as micro e pequenas empresas. Outros resultados também indicaram que o aumento da distância entre o município sede e o município filial dos bancos elevam os custos de crédito às micro e pequenas empresas. Porém, nesta segunda análise, o poder de monopólio não exerce efeito sobre os custos de crédito das firmas menores. Portanto, estes resultados indicam que as questões espaciais contribuem para explicar as restrições de crédito no Brasil.

O estudo tentou apresentar à literatura brasileira um modo de compreender as restrições de crédito, além da discussão em torno do monopólio dos bancos. Dessa forma, sugere-se que pesquisas futuras venham aprofundar estudos quanto aos impactos entre as características regionais sobre o custo de crédito no Brasil, demonstrando a diferenças no custo de crédito entre municípios.

Referências

- Alessandrini, P., Presbitero, A. F., and Zazzaro, A. (2009). Banks, distances and firms' financing constraints. *Review of Finance*, 13(2):261–307.
- Alexandre, M., Biderman, C., Lima, G. T., et al. (2008). Distribuição regional do crédito bancário e convergência no crescimento estadual brasileiro. *Economia*, 9(3):457–490.
- Arping, S. (2017). Deposit competition and loan markets. *Journal of Banking & Finance*, 80:108–118.
- Barone, G., De Blasio, G., and Mocetti, S. (2018). The real effects of credit crunch in the great recession: evidence from italian provinces. *Regional Science and Urban Economics*, 70:352–359.
- Beatriz, M., Coffinet, J., and Nicolas, T. (2018). Relationship lending and smes' funding costs over the cycle: why diversification of borrowing matters. *Journal of Banking & Finance*, page 105471.
- Berger, A. N. and Black, L. K. (2011). Bank size, lending technologies, and small business finance. *Journal of Banking & Finance*, 35(3):724–735.
- Berger, A. N. and DeYoung, R. (2001). The effects of geographic expansion on bank efficiency. *Journal of financial services research*, 19(2):163–184.
- Berger, A. N. and Udell, G. F. (1995). Relationship lending and lines of credit in small firm finance. *Journal of business*, pages 351–381.

- Bolton, P., Freixas, X., Gambacorta, L., and Mistrulli, P. E. (2016). Relationship and transaction lending in a crisis. *The Review of Financial Studies*, 29(10):2643–2676.
- Boot, A. W. and Thakor, A. V. (2000). Can relationship banking survive competition? *The Journal of Finance*, 55(2):679–713.
- Bustos, P., Garber, G., Ponticelli, J., et al. (2016). Capital allocation across sectors: Evidence from a boom in agriculture. *Banco Central do Brasil* (414).
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press.
- Carbo-Valverde, S., Rodriguez-Fernandez, F., and Udell, G. F. (2009). Bank market power and sme financing constraints. *Review of Finance*, 13(2):309–340.
- Carling, K. and Lundberg, S. (2005). Asymmetric information and distance: an empirical assessment of geographical credit rationing. *Journal of Economics and Business*, 57(1):39–59.
- Carrera-Fernandez, J. (2009). Curso básico de microeconomía.
- Cenni, S., Monferrà, S., Salotti, V., Sangiorgi, M., and Torluccio, G. (2015). Credit rationing and relationship lending. does firm size matter? *Journal of Banking & Finance*, 53:249–265.
- Cerqueiro, G., Degryse, H., and Ongena, S. (2009). Distance, bank organizational structure and credit. *The Changing Geography of Banking and Finance*, pages 54–74.
- Cole, R. A. (1998). The importance of relationships to the availability of credit. *Journal of Banking & Finance*, 22(6-8):959–977.
- Cotugno, M., Monferrà, S., and Sampagnaro, G. (2013). Relationship lending, hierarchical distance and credit tightening: Evidence from the financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, 37(5):1372–1385.
- Crocco, M., Cavalcante, A., and Barra, C. (2005). The behavior of liquidity preference of banks and public and regional development: the case of brazil. *Journal of Post Keynesian Economics*, 28(2):217–240.
- Crocco, M., Cavalcante, A., Barra, C., et al. (2003). Money and space: the behaviour of liquidity preference of banks and public in a peripheral country. Technical report, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais.
- Degryse, H. and Ongena, S. (2004). The impact of competition on bank orientation and specialization.
- Degryse, H. and Ongena, S. (2005). Distance, lending relationships, and competition. *The Journal of Finance*, 60(1):231–266.
- Delis, M. D., Kokas, S., and Ongena, S. (2017). Bank market power and firm performance. *Review of Finance*, 21(1):299–326.
- Demirgüç-Kunt, A., Laeven, L., and Levine, R. (2003). The impact of bank regulations, concentration, and institutions on bank margins. *World Bank Policy Research Working Paper*, (3030).
- Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *The review of economic studies*, 51(3):393–414.
- Diamond, D. W. (1989). Reputation acquisition in debt markets. *Journal of political Economy*, 97(4):828–862.
- Diamond, D. W. (1991). Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt. *Journal of political Economy*, 99(4):689–721.
- Fazzari, S., Hubbard, R. G., and Petersen, B. C. (1987). Financing constraints and corporate investment.

- Fredriksson, A. and Moro, A. (2014). Bank–smes relationships and banks’ risk-adjusted profitability. *Journal of Banking & Finance*, 41:67–77.
- Fungáčová, Z., Shamshur, A., and Weill, L. (2017). Does bank competition reduce cost of credit? cross-country evidence from europe. *Journal of Banking & Finance*, 83:104–120.
- Greene, W. H. (2008). The econometric approach to efficiency analysis. *The measurement of productive efficiency and productivity growth*, 1(1):92–250.
- Ioannidou, V. and Ongena, S. (2010). “time for a change”: loan conditions and bank behavior when firms switch banks. *The Journal of Finance*, 65(5):1847–1877.
- Joaquim, G., van Doornik, B. F. N., Ornelas, J., et al. (2019). *Bank competition, cost of credit and economic activity: evidence from Brazil*. Banco Central do Brasil.
- Kano, M., Uchida, H., Udell, G. F., and Watanabe, W. (2011). Information verifiability, bank organization, bank competition and bank–borrower relationships. *Journal of Banking & Finance*, 35(4):935–954.
- Levine, R. (2005). Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of economic growth*, 1:865–934.
- Manlagñit, M. C. V. (2011). Cost efficiency, determinants, and risk preferences in banking: A case of stochastic frontier analysis in the philippines. *Journal of Asian Economics*, 22(1):23–35.
- Petersen, M. A. and Rajan, R. G. (1994). The benefits of lending relationships: Evidence from small business data. *The journal of finance*, 49(1):3–37.
- Petersen, M. A. and Rajan, R. G. (1995). The effect of credit market competition on lending relationships. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2):407–443.
- Rajan, R. G. (1992). Insiders and outsiders: The choice between informed and arm’s-length debt. *The Journal of finance*, 47(4):1367–1400.
- Rodríguez-Fuentes, C. J. (1998). Credit availability and regional development. *Papers in Regional Science*, 77(1):63–75.
- Ryan, R. M., O’Toole, C. M., and McCann, F. (2014). Does bank market power affect sme financing constraints? *Journal of Banking & Finance*, 49:495–505.
- Samolyk, K. A. (1992). Bank performance and regional economic growth: Evidence of a regional credit channel, working paper 92-04.
- Shamshur, A. and Weill, L. (2019). Does bank efficiency influence the cost of credit? *Journal of Banking & Finance*, 105:62–73.
- Shimizu, K. (2012). Bankruptcies of small firms and lending relationship. *Journal of Banking & Finance*, 36(3):857–870.
- Stiglitz, J. E. and Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American economic review*, 71(3):393–410.
- Tecles, P. L. and Tabak, B. M. (2010). Determinants of bank efficiency: The case of brazil. *European Journal of Operational Research*, 207(3):1587–1598.
- Zeidan, R. (2020). Why bank credit in brazil is the most expensive in the world? *Revista Brasileira de Finanças*, 18(4):1–22.
- Zhao, T. and Jones-Evans, D. (2017). Smes, banks and the spatial differentiation of access to finance. *Journal of Economic Geography*, 17(4):791–824.

Indicação da Área escolhida: Organização e mercados
Classificação JEL do trabalho: G01, G11, G14, G15.

OBSERVAÇÕES ACERCA DE GRANDES CRISES FINANCEIRAS E A COVID-19: O QUE IMPORTOU MAIS PARA O MERCADO FINANCEIRO?

Cláudio Eurico Seibert Fernandes da Silva¹; Matheus Pereira Ribeiro²;
Luís Fernando de Oliveira³; Rafael Morais de Souza⁴.

¹ – Doutorando em Economia no Programa de Pós-Graduação da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE).

² – Doutorando em Economia no Programa de Pós-Graduação da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE).

³ – Doutorando em Economia no Programa de Pós-Graduação da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE).

⁴ – Professor no Programa de Pós-Graduação da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE) e Pesquisador do LATES.

OBSERVAÇÕES ACERCA DA GRANDE CRISE FINANCEIRA E A COVID-19: O QUE IMPORTOU MAIS PARA O MERCADO FINANCEIRO?

RESUMO

A integração financeira entre os países se intensificou nas últimas décadas com o surgimento de produtos no mercado de capitais que visam a minimização do risco e a viabilização das trocas internacionais. Todavia, na medida em que ocorre a expansão ao redor do mundo do setor financeiro, maior também foi a ocorrência do contágio da economia interna de um país em função de um problema externo. Nas últimas décadas uma série de crises financeiras foram observadas, principalmente nos países emergentes. Em um contexto de intensa integração financeira é importante compreender o comportamento dos mercados financeiros frente a eventos disruptivos, como se mostraram a Grande Crise Financeira e a Covid-19. Assim, este estudo teve como objetivo comparar os impactos destes dois fenômenos no risco dos principais mercados financeiros de países desenvolvidos e em desenvolvimento. Para isso, foi utilizado os modelos da família ARCH, de modo a identificar e comparar os respectivos efeitos dessas crises na volatilidade dos mercados acionários. Os principais resultados apontaram que embora essas crises não tenham afetado o retorno médio em grande parte dos mercados, elas tiveram efeitos sobre a volatilidade condicional em grande parte deles. Foi observado que o risco no mercado americano foi superior na crise financeira em comparação a sanitária. Resultado inverso foi observado nos mercados europeus e de países em desenvolvimento. Já nos mercados asiáticos ou não se observou efeitos significativos ou foi observado um efeito negativo. Assim, concluiu-se a volatilidade nos mercados financeiros variou entre as localidades, indicando importantes redutos para a diversificação do risco e composição de portfólio.

Palavras-chave: Crise Financeira; Pandemia; Risco; Volatilidade; ARCH.

ABSTRACT

Financial integration between countries has intensified in recent decades with the emergence of products in the capital market aimed at minimizing risk and making international exchanges viable. However, as the financial sector expands around the world, the greater the occurrence of contagion in a country's internal economy due to an external problem. In recent decades a series of financial crises have been observed, mainly in emerging countries. In a context of intense financial integration, it is important to understand the behavior of financial markets in the face of disruptive events, such as the Great Financial Crisis and Covid-19. Thus, our goal was to compare the impacts of these two phenomena on the risk of the main financial markets of developed and developing countries. For this, we use the models of the ARCH family to identify and compare the respective effects of these crises on the volatility of stock markets. Our results showed that although these crises did not affect the average return in most of the markets they had effects on conditional volatility in most of them. We observed that the risk in the American market was higher in the financial crisis compared to the health one. We observed the opposite result in European and developing country markets. In Asian markets, however, there was either no significant effect or a negative effect. Thus, we concluded that the volatility in financial markets varied between locations, indicating important strongholds for risk diversification and portfolio composition.

Key Words: Financial Crisis; Pandemic; Risk; Volatility; ARCH.

1 INTRODUÇÃO

A integração financeira entre os países se intensificou nas últimas décadas com o surgimento de produtos no mercado de capitais que visam a minimização do risco e a viabilização das trocas internacionais. Esta expansão decorre principalmente do avanço

tecnológico. Todavia, na medida em que ocorre a expansão ao redor do mundo do setor financeiro, maior também foi a ocorrência do contágio da economia interna de um país em função de um problema externo (DORNBUSCH, 2000; BRESSER-PERREIRA, 2010; RAMOS, 2017).

Nas últimas décadas uma série de crises financeiras foram observadas, principalmente nos países emergentes, tais como a crise asiática, mexicana e brasileira. Apesar de origens e explicações diferentes, impactaram o mercado financeiro em outras economias. Porém, esse “contágio”, de acordo com Ramos (2017), diverge na mensuração da respectiva escala da crise e sendo decorrente do nível de incerteza gerado na economia internacional.

Segundo Carvalho (2012) a Grande Crise Financeira – GFC (2007-2010) com origens no setor imobiliário americano foi considerada a maior crise econômica, registrada até então, desde a grande depressão da década de 1930. Visto que, um elevado número de países foi impactado de forma significativa, com destaque para as economias desenvolvidas, como Europa e Estados Unidos. Todavia, a pandemia sanitária provocada pelo novo SARS-CoV-2 (Covid-19) em 2019, que detém uma característica específica de transmissão, também atingiu de forma muito rápida um número expressivo de países. O que provocou a necessidade da adoção, por parte dos governos de diferentes países, a implementação de medidas sanitárias para diminuir a transmissão e a contaminação. Essas medidas, implicaram no fechamento de diversos setores econômicos, afetando o emprego e a renda da população.

Assim em função dos resultados negativos na economia, além do aumento do nível de incerteza no mercado financeiro, a crise provocada pela Covid-19 é considerada também como uma das piores crises financeiras já vivenciadas, comparadas com a crise de 2007. Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é analisar e comparar o impacto da Grande Crise Financeira e da pandemia da Covid-19 nos diferentes mercados financeiros ao redor do mundo, considerando economias avançadas e em desenvolvimento.

Se observa na literatura diversos trabalhos que avaliaram a transmissão dos efeitos da GFC nos mercados financeiros (para estudos mais recentes ver Njifort (2015), Bala e Takimoto (2017), Bhowmik et al. (2018), entre outros). O interesse dos efeitos nos mercados financeiros provocados pela Covid-19 também se tornou visível (ver He et al. (2020), Kizys et al. (2021), Ashraf (2020), Zeren e Hizarci (2020), dentre outros). Entretanto, poucos estudos na literatura compararam os resultados dos dois eventos.

Exceção é feita ao trabalho de Shehzad et al (2020). Trazendo grande contribuição nesse aspecto, buscaram identificar através do modelo APARCH a relação entre as duas crises. Contudo, os autores analisaram um período curto da pandemia e uma gama restrita de países na análise (países desenvolvidos e a China). Também não apresentaram qualquer medida para validar suas estimações. Assim, este estudo contribui com a literatura ao avaliar e comparar o efeito das crises também na volatilidade e risco em mercados financeiros de diversos países em desenvolvimento, contribuindo para a ampliação de informações para a tomada de decisão na construção dos portfólios de investimentos e diversificação nesses demais mercados de uma maneira mais robusta.

O artigo está dividido além dessa introdução em mais quatro partes. A primeira refere-se ao referencial teórico, especificando a relação entre a Grande Crise Financeira e a pandemia da Covid-19 no mercado financeiro seguido dos trabalhos empíricos que abordaram o tema. Na sequência, foi descrito os procedimentos metodológicos com a aplicação dos modelos econométricos da família ARCH e a base de dados utilizada. A quarta parte traz a análise dos resultados obtidos de modo a auxiliar na tomada de decisão na formulação de portfólios. Por fim, são apresentadas as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O fim do acordo de Bretton Woods impulsionou uma série de mudanças no mercado financeiro internacional. Com a queda do padrão ouro-dólar, a economia mundial passou a se deparar com um expressivo aumento da volatilidade nas taxas de câmbio, o que resultou no aumento do grau de risco nas negociações entre os agentes econômicos. Neste contexto de incerteza, somado ao avanço da tecnologia, uma série de instrumentos financeiros, como o mercado de derivativos, surgiram com o intuito de reduzir os riscos nas operações entre os agentes e viabilizar o comércio internacional (BRESSER-PEREIRA, 2010; RAMOS, 2017).

O avanço da globalização financeira foi marcado pelo crescimento do mercado de capitais e maior interdependência entre as economias. As características desse processo, de acordo com Ramos (2017), foram a desregulamentação financeira, a livre mobilidade de capitais, taxas de câmbio flexíveis e a ligação entre os sistemas nacionais de crédito com troca de informações e de fluxos de forma imediata.

Todavia, da mesma forma que se impulsionou uma maior conexão e comércio entre os países, o risco de contaminar a economia interna por problemas externos cresceu e uma série de crises internacionais passaram a ser identificadas, sendo diferenciadas em sua escala.

Neste contexto, apesar de origens diferentes, dois eventos de grande proporção chamam a atenção em função de seu impacto negativo tanto no lado financeiro como produtivo em quase todos os países do mundo: A Crise Financeira Internacional com o seu auge entre 2007-2010 e a Pandemia do Coronavírus iniciada no final de 2019 e aprofundada durante o ano seguinte de 2020 (RAMOS, 2017; ZHANG et al, 2020).

2.1 Relação entre a Crise Financeira Internacional e a Pandemia da Covid-19

A crise no mercado imobiliário americano tem início nos períodos de prosperidade e estabilidade da economia dos Estados Unidos no início dos anos 2000, quando o Banco Central norte-americano Federal Reserve (FED), em função de uma inflação baixa, detinha uma política monetária e fiscal expansionista, reduzindo assim a taxa básica de juros de 7% para 1%, bem abaixo do seu padrão histórico (CARVALHO, 2012; CUNHA, 2013). Assim, os bancos, em busca de alternativas para impulsionar seus lucros, aumentaram a disponibilidade de crédito para financiamento no mercado imobiliário, evidenciando um cenário de excesso de liquidez e de crédito barato na economia americana (TAYLOR, 2009; ERLER; KRIŽANAC, 2009; CARVALHO, 2012; CUNHA, 2013; RAMOS, 2017).

Como o setor imobiliário dos Estados Unidos, de acordo com Carvalho (2012) e Ramos (2017), apresentava um potencial de crescimento lento, as instituições financeiras aumentaram a concessão de empréstimos para os chamados subprime. Estes contratos de hipotecas de longa duração, que detinham o imóvel como garantia, oportunizaram acesso ao mercado de crédito imobiliário para um grande contingente da população mais pobre do país. Neste sentido, em virtude dos riscos envolvidos na operação, os bancos poderiam impor taxas maiores e aumentar assim, a alavancagem financeira de suas operações. (BRESSER PEREIRA, 2010; CARVALHO, 2012; RAMOS, 2017).

Segundo Ferrari Filho e De Paula (2012), Carvalho (2012) e Ramos (2017) os títulos atrelados a essas hipotecas foram amplamente negociadas no mercado financeiro internacional e americano, principalmente na busca por instrumentos de securitização como derivativos, para minimização dos riscos. E com o aumento da oferta de crédito e da demanda por imóveis, ocorreu uma elevada contratação dessas hipotecas, fazendo com que os ativos tivessem uma expressiva tendência de valorização. Contudo, a partir da reversão da política estadunidense de

aumento da taxa básica de juros implementada pelo FED em meados de 2006, elevou-se o custo para os tomadores desses empréstimos, dado que as taxas remuneratórias eram flexíveis. O resultado imediato observado no ano seguinte de 2007 foi o crescimento da inadimplência, visto que uma parcela significativa desses consumidores não pôde arcar com seus compromissos. Marcando, assim, o início do auge da grande crise financeira.

O efeito decorrente do não pagamento foi a retração na demanda e no aumento da oferta de imóveis, impactando na remuneração dos títulos atrelados a essas hipotecas. Tendo em vista o impacto negativo nos preços do setor, as instituições financeiras que concederam os recursos passaram a não conseguir mais receber o valor emprestado. Este cenário desencadeou a venda em larga escala dos papéis lastreados ao subprime, resultando em uma crise de liquidez, dado a impossibilidade de revenda sem um grande prejuízo. Assim, ocorreu uma perda substancial no valor dos ativos e na contaminação em outros segmentos do mercado de capitais. O espraiamento do grau de incerteza tornou insolventes vários intermediários financeiros que foram impactados pelo seu lado patrimonial. Os problemas de deflação no mercado de capitais e habitacional nos EUA levou a retração do crédito e do capital das empresas sobreviventes, retraindo de forma abrupta o crescimento econômico e o emprego (CARVALHO, 2012; RAMOS, 2017).

Contudo, o contágio na economia mundial ocorre com a falência do banco Lehmann Brothers em setembro de 2008, dado a queda de confiança dos agentes no cenário internacional. Este episódio foi considerado o maior colapso corporativo da história americana e resultou na busca por aplicações de renda fixa mais seguras e líquidas como os próprios títulos públicos do tesouro americano pelos investidores internacionais. (FERNANDO et al., 2012; RAMOS, 2017).

Os impactos negativos da crise do subprime foram enormes, sendo considerados os maiores, até então, desde a quebra da bolsa de Nova York em 1929 como apontado por Bresser-Pereira (2012). Desse modo, vários governos tiveram que aplicar medidas na busca de reverter as expectativas negativas e o colapso do sistema financeiro. Um exemplo disso, foi o plano de injeção de liquidez do banco central norte americano conhecido como Quantitative Easing. Este pacote de compra de títulos públicos elevou a base monetária e o aumento da disponibilidade de dólar na economia internacional (RAMOS, 2017).

De acordo com Ramos (2017) o governo dos EUA também injetou US\$ 700 bilhões na solvência dos bancos como o American International Group. Na Europa, vários bancos sofreram intervenção para ajudar na solvência das próprias instituições e de seus clientes. O ano de 2009 foi marcado pela retração da economia mundial decorrente principalmente pela queda em maior grau das economias do primeiro mundo como EUA e Europa. Entretanto, em virtude das políticas aplicadas de queda nas taxas básicas de juros e elevação de liquidez, a economia internacional começa a se recuperar no início de 2010.

De maneira semelhante a Crise Financeira Internacional, a nova pandemia da Covid-19 tem contaminado as economias de diversos países de maneira comparável até então com a grande depressão dos anos trinta e o período entre guerras. Segundo Zhang et al (2020) a origem do problema apesar de não ser financeira, tem gerado resultados negativos devido ao aumento da incerteza e do nível de risco.

Isso se justifica, pois, diversos países tomaram medidas restritivas para tentar interromper a contaminação da doença em função da alta transmissibilidade do vírus. Essas medidas sanitárias decorrentes do coronavírus provocaram impactos econômicos negativos como o desemprego e reduções de oferta, queda no crescimento econômico, desestímulos ao turismo e a paralisação parcial ou total no setor de transportes (SHEHZAD et al, 2020).

De acordo Shehzad et al (2020) a humanidade já sofreu ao longo do tempo por diversas crises sanitárias, dentre elas, Influenza; Ébola e Severe Acute Respiratory Syndrome (SARS).

Essas doenças respiratórias impactaram significativamente a economia global (estima-se uma queda de 5% do PIB dos Estados Unidos devido ao Influenza, enquanto o Ébola produziu um déficit de 54 bilhões de dólares e 11.300 mortes ao redor do mundo). A SARS provocou um impacto negativo de 1% no PIB chinês e uma contração econômica global de \$54 bilhões, atingindo em torno de 8.000 pessoas.

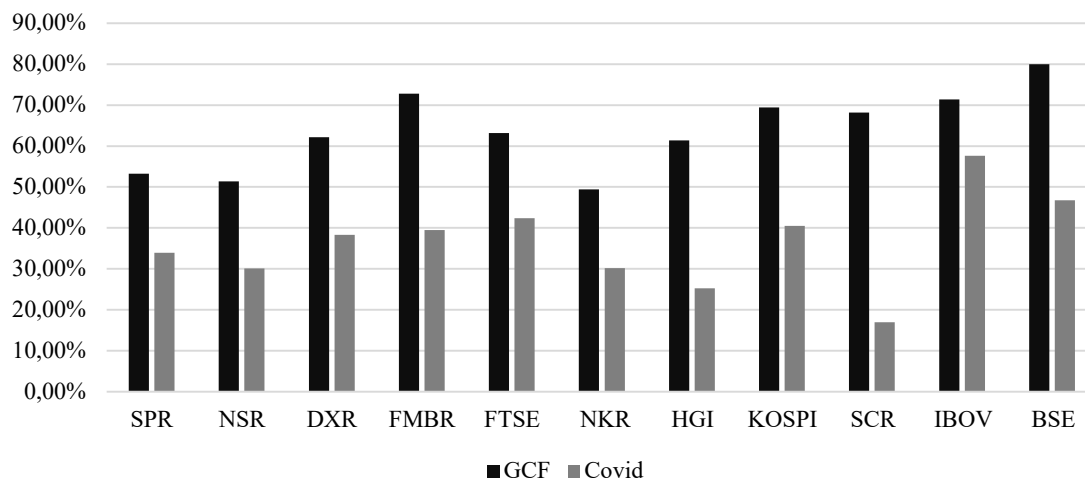
Todavia, a nova pandemia reportada em Wuhan na China, conhecida como novo SARS-CoV-2 (Covid-19), detém uma habilidade específica de transmissão, espalhando-se rapidamente por quase todo mundo (ZHANG et al, 2020). Em 28 de junho de 2021, segundo dados da Organização Mundial de Saúde – OMS (2021) em torno de 180 milhões de pessoas já tinham sido infectadas e 3,9 milhões de pessoas perderam a vida em decorrência da doença em todo o mundo.

Dados do Fundo Monetário Internacional – FMI (2021) evidenciam uma retração na taxa de crescimento real do produto interno bruto mundial em torno de 3,3% em relação ao ano de 2019, no qual os países de economia avançada sofreram com a maior retração, no valor de 4,7%. Seguidos dos países emergentes e em desenvolvimentos com um decréscimo de 2,2% no seu crescimento. Cabe ressaltar que o resultado menor da queda do PIB dos países em desenvolvimento é suavizado pelo crescimento da economia chinesa. Crescimento este, que apesar de positivo, é a menor taxa dos últimos vinte anos FMI (2021).

Do ponto de vista financeiro, da mesma forma como na crise de 2008, conforme eleva-se o nível de desconfiança com os rumos da pandemia, o mercado reage na busca por investimentos mais seguros e menos arriscados, se desfazendo de ações e comprando títulos do governo americano (LEDUC, LIU; ZHANG et al, 2020).

Como observado na Figura 1, tanto na Grade Crise Financeira quanto na crise sanitária as quedas nos principais índices foram elevadas. A maior perda de valor, em dólares, se aproximou de 34% no índice Standard & Poor 500 e 30% no índice Nasdaq Composite durante a crise provocada pela pandemia do Covid. Outros índices analisados Deutscher Aktienindex, FTSE MIB, FTSE 100 (FTSE), Nikkei Stock Average, SSE Composite Index, Hang Seng Index, Korea Composite Stock Price Index (KOSPI), S&P BSE SENSEX e Ibovespa decresceram, respectivamente, 38%, 40%, 42%, 30%, 17%, 25%, 41%, 47% e 57%. Embora inferiores, estes impactos são comparáveis aos proporcionados pela GFC. Assim, considera-se que estes eventos podem ser comparáveis quanto a seus efeitos nos diversos mercados financeiros mundos a fora.

Figura 1: Queda durante a GFC e a Covid



Fonte: Resultados da pesquisa.

2.2 Evidência empírica do efeito das crises nos mercados acionários

Em um cenário de intensa interdependência entre os países, em termos de produção de bens e serviços e, ainda, financeira, faz-se necessário avaliar as evidências disponíveis na literatura quanto ao efeito das crises de 2008 e da pandemia provocada pelo coronavírus. Na verdade, desde a crise de 2008, o interesse pelo impacto da crise no mercado financeiro foi significativo. Ainda, observa-se diversos trabalhos que avaliaram o efeito do Covid. Porém, poucos estudos compararam os dois períodos. Logo, é importante avaliar o que foi feito até agora, pois fornece indícios sobre a melhor forma de atingir o presente objetivo, qual seja, comparar os efeitos da crise sanitária e da Grande Crise Financeira nos desvios na média e no risco dos mercados financeiros mundo a fora.

Buscando avaliar o impacto da crise financeira de 2007 no mercado acionário da Nigéria, Njifort (2015) empregaram procedimentos de vetores autorregressivos para um índice de 2006 a 2009. O autor notou que a crise de 2007 afetou adversamente e significativamente o mercado nigeriano, no curto e longo prazo, mostrando assim que mesmo o setor nigeriano não estava isolado e robusto perante a crise.

Por sua vez, Bala e Takimoto (2017) investigaram a volatilidade do mercado acionário em economias emergentes e desenvolvidas, em um cenário de possível transmissibilidade de crises financeiras e, ainda, avaliaram os efeitos da GFC no risco nesses mercados. Para isso, os autores avaliaram o risco de diversos índices acionários (Japão, EUA, Reino Unido, Brasil, China e Nigéria) por meio dos modelos MGARCH e BEKK-MGARCH, de janeiro de 1994 a janeiro de 2016. Os resultados apontaram que as correlações de mercados emergentes foram inferiores do que nos mercados desenvolvidos (sugerindo que os mercados desenvolvidos interagem mais), mas aumentaram durante a crise. Ainda, que a GFC não influenciou a transmissibilidade de risco nos mercados em desenvolvimento, mas aumentou a volatilidade. Porém, em mercados desenvolvidos a GFC provocou a transmissibilidade da volatilidade de maneira mais intensa que a própria volatilidade.

Também procuraram analisar o efeito contágio e a interdependência em seis mercados financeiros asiáticos (Bangladesh, China, Índia, Malásia, Filipinas e Coreia do Sul), de 2002 a 2016, Bhowmik et al. (2018) repartiram a amostra antes, durante e após a crise de 2008. Utilizaram, também, procedimentos dos modelos ARCH para avaliar o risco nesses mercados e o modelo VAR para captar o efeito contágio. Os resultados mostraram que a volatilidade nesses mercados variou substancialmente ao longo do tempo, no qual a volatilidade foi mais elevada durante a crise financeira, com exceção de Bangladesh que teve uma maior volatilidade entre 2009 e 2010.

He et al. (2020) exploraram como as indústrias do mercado acionário chinês responderam a pandemia provocada pela Covid-19. Os autores utilizaram metodologias de estudo de eventos para 2895 empresas listadas em Xangai e Shenzhen (ações A), de junho de 2019 a março de 2020. Descobriram que as indústrias de transporte, mineração, eletricidade e aquecimento e meio ambiente foram afetadas negativamente pela pandemia. No entanto, as indústrias de manufatura, tecnologia da informação, educação e saúde têm resistido à pandemia.

Para avaliar como respostas dos governos em mitigar os efeitos da pandemia do coronavírus tiveram efeito sobre o mercado acionário, Kizys et al. (2021) avaliaram dados diários de 72 índices de economias emergentes e em desenvolvimento apenas no primeiro trimestre de 2020 (janeiro a março), por meio de métodos de dados em painel e regressões quantílicas. Os autores notaram que medidas governamentais parecem ter mitigado o comportamento de manada dos investidores, ao reduzir a incerteza e, ainda, que outras medidas,

como a limitação de venda a descoberto, podem ter reduzido o efeito evitando o “efeito rebanho”.

Ashraf (2020) avaliaram como 64 mercados acionários de países diferentes reagiram a número de mortes e número de casos confirmados de coronavírus, de janeiro de 2020 a abril de 2020. Os autores utilizaram o modelo de regressão linear e os resultados apontaram que os retornos dos mercados acionários caíram mais com o aumento de casos confirmados do que com o número de mortes. Ainda, que o mercado reagiu mais fortemente entre 40 e 60 dias após o início do primeiro caso confirmado.

Também investigando como a crise sanitária provocada pelo coronavírus afetou o mercado financeiro, Zeren e Hizarci (2020) selecionaram diversos países (China, Itália, Coreia do Sul, França, Alemanha e Espanha), de janeiro a março de 2020. Para captar quebras estruturais, os autores usaram o teste RALS-LM, que resolve o problema da volatilidade em termos de erro utilizando modelos ARCH. A contribuição fornecida pelos autores foi mostrar que os retornos dos índices acionários possuem quebras estruturais em diferentes períodos provocados pela Covid. Mostraram, ainda, que ocorreu cointegração entre as séries e o número de morte provocadas pelo coronavírus, mas que os impactos são diferentes a depender de número de casos ou de mortes.

Trazendo grande contribuição ao presente estudo, Shehzad, Xiaoxing e Kazouz (2020) estavam interessados, também, na comparação dos efeitos da Grande Crise Financeira no mercado acionário global com os efeitos da pandemia provocada pela Covid-19. Por meio de procedimentos ligados aos modelos do tipo ARCH, os autores analisaram o impacto desses eventos no retorno médio e na volatilidade de diversos índices. Os resultados apontaram que a crise sanitária afetou a variância dos mercados dos EUA, Alemanha e Itália, mais do que a crise financeira. Por outro lado, o Japão e a China tiveram um impacto maior durante a crise financeira. Assim, consideraram que o mercado asiático se mostrou um bom reduto para a mitigação de risco em um portfólio.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

Para comparar os efeitos da Grande Crise Financeira e da Covid-19 nas principais bolsas de valores, inicialmente foi calculado o retorno dos preços dos índices de referência, como se segue:

$$R_t = (\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})) \cdot 100 \quad (1)$$

onde R_t , P_t e P_{t-1} se referem, respectivamente, aos retornos diários de determinado índice, ao preço de fechamento de momento t e ao valor de fechamento no dia anterior.

Diferentemente de Shehzad, Xiaoxing e Kazouz (2020) que utilizaram somente o modelo *Asymmetric Power ARCH* (APARCH) proposto por Ding et al. (1993) para capturar a relação assimétrica do COVID-19 e do GFC nos retornos diários a variância dos mercados financeiros, fez-se uso dos modelos da família ARCH. O modelo mais adequado foi selecionado a partir da remoção do efeito ARCH e da autocorrelação dos resíduos e, ainda, da minimização dos critérios de informação (Akaike, Bayesian, Hannan-Quinn e Shibata). Ademais, dado ao possível excesso de curtose, utilizou-se a distribuição t-Student, como sugerido por Bollerslev (1987). O modelo APARCH pode ser definido da seguinte maneira da seguinte maneira:

$$R_t = \xi_0 + \xi_1 GFC_t + \xi_2 COVID_t + \sum_{i=1}^p \phi_i L^i R_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i L^i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$R_t = E(R_t | \psi_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^\delta = \vartheta_0 + \phi_1 GFC_t + \phi_2 COVID_t + \sum_{i=1}^p (\alpha_i |z_{t-i}| + \gamma_i z_{t-i})^\delta + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-i}^\delta \quad (3)$$

Onde

$$z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_{t-1}} \sim t. d. (0, \sigma_t, \Gamma) \quad (4)$$

Isto é, inicialmente deve ser ajustado o modelo Arima(p, d, q) da equação da média ($E(R_t | \psi_{t-1})$). Feito isso, nota-se que a própria variância do modelo depende dos erros do modelo da equação média. O termo de erro é baseado em informações passadas (σ_{t-1}) e, além disso, assume-se que segue uma distribuição t-Student (t. d.), com Γ graus de liberdade. Por sua vez, ξ_0 , ξ_1 e ξ_2 se referem, respectivamente, ao intercepto da regressão média, a mudança nessa média provocada pela GFC e pela Covid-19. β_i se refere aos efeitos GARCH, ou seja, mudanças na variância provocadas pela variância passada. Além disso, α_i captura os efeitos das mudanças de retorno dos índices advindos dela mesma (efeito ARCH). Logo, α_i e β_i capturam a persistência da volatilidade em um mercado. Por sua vez, γ_i capta o impacto assimétrico das séries ou a alavancagem. δ captura o poder do efeito alavancagem, sendo uma transformação Box-Cox do desvio padrão. γ_i positivo indica que as notícias negativas têm um impacto maior do que as notícias positivas sobre a volatilidade do mercado (DING, 2011). Por fim, ϕ_1 e ϕ_2 capturam o efeito do GFC e da Covid-19, respectivamente, sobre a variância dos índices de referência.

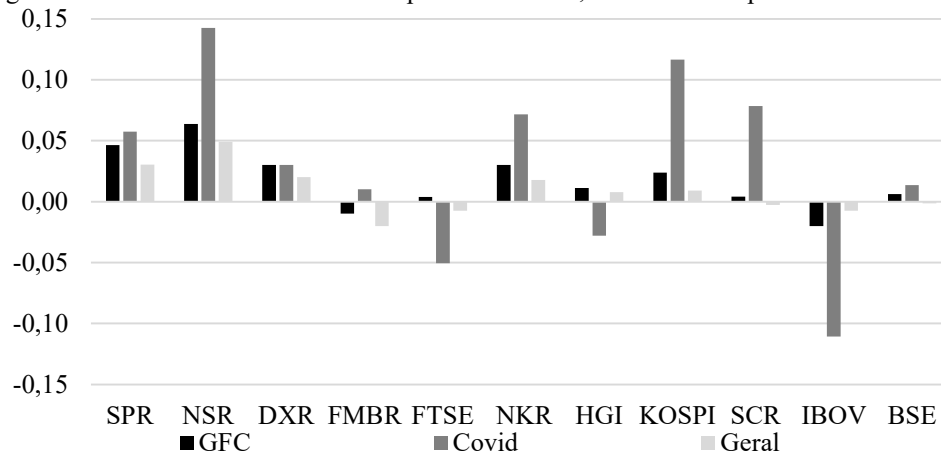
Note que o modelo facilmente pode se converter em outras classes dos modelos da família ARCH. A exemplo, considerando que $\delta = 2$ o modelo se volta a um modelo threshold ARCH (TARCH). Ainda, se $\gamma_i = 1$, retorna-se ao exponencial GARCH (EGARCH), no qual considera-se o logaritmo da variância como variável dependente, entre outros.

3.1 Fonte e tratamento dos dados

O estudo utilizou cotações diárias de diversos índices de referência, de 30 de junho de 2007 a 30 de abril de 2021. Para atingir o objetivo aqui proposto, qual seja, comparar a magnitude do efeito de Grandes Crises Financeiras (GFC) e da pandemia provocada pela Covid-19 no desempenho dos mercados acionários, foram coletados dados de retornos de diversos países, captado por seus principais índices de referência. Deve-se destacar que todas as cotações foram analisadas em dólares. As respectivas taxas de câmbio frente ao dólar foram coletadas junto ao Banco Central Europeu.

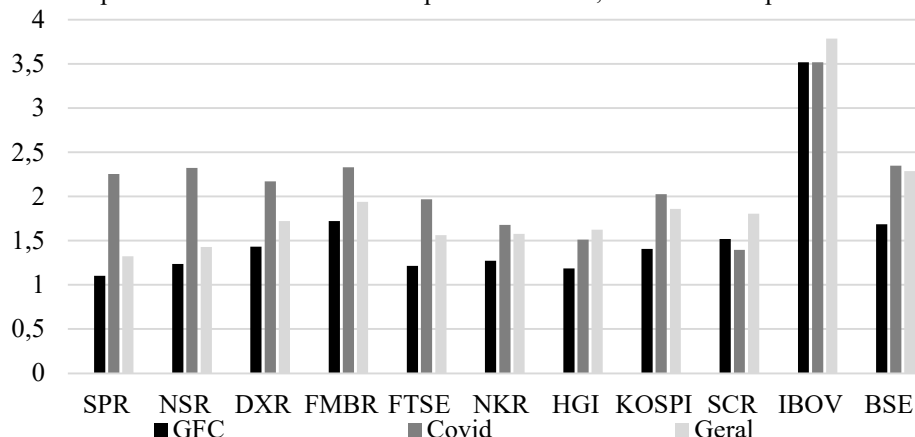
Os preços diários dos índices Standard & Poors 500 (SPR) e Nasdaq Composite (NSR), ambos dos Estados Unidos, DAX 30 (DXR) da Alemanha, FTSE MIB (FMBR) da Itália, FTSE 100 (FTSE) do Reino Unido, Nikkei 225 (NKR) do Japão, SSEC (SCR) da China, Hang Seng (HGI) de Hong Kong, Korea Composite Stock Price Index (KOSPI) da Coreia do Sul, BSE SENSEX (BSE) da Índia e Ibovespa (IBOV) do Brasil foram coletados junto a base de dados do Yahoo Finance. O comportamento desses índices pode ser visto na Figura 2 e Figura 3.

Figura 1: Média dos retornos durante o período da GFC, da Covid e do período como um todo



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 2: Desvio padrão dos retornos durante o período da GFC, da Covid e do período como um todo

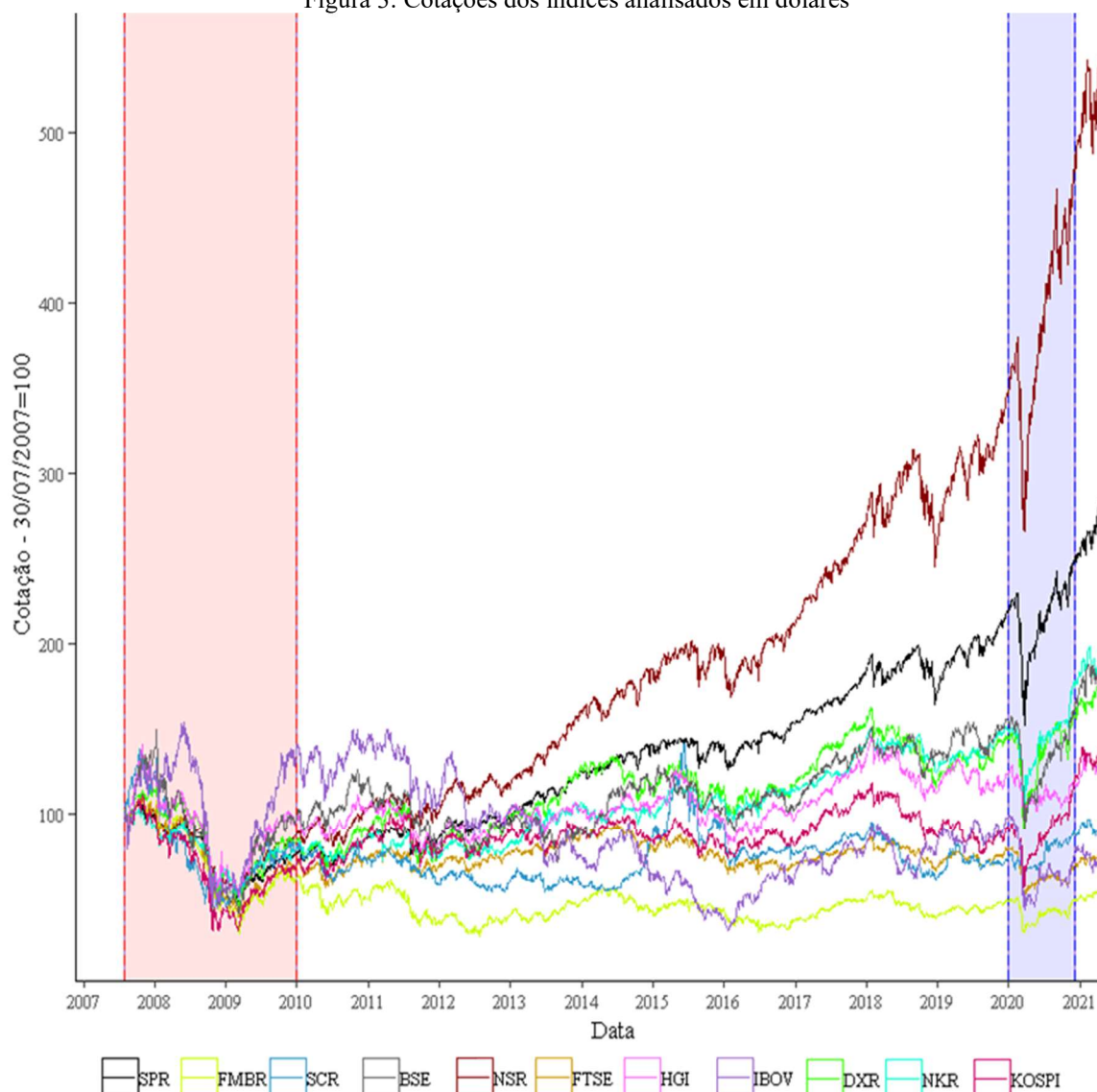


Fonte: Resultados da pesquisa.

Sobre o período que compreende a crise financeira e a sanitária, não há um consenso. Njiforti (2015) considerou que a Grande Crise Financeira (GFC) ocorreu de janeiro de 2007 a dezembro de 2009. Já Bala e Takimoto (2017) estabeleceu que GFC aconteceu de agosto de 2008 a setembro de 2009, pois foi um período de maiores flutuações em que ocorreu aumento das inadimplências em hipotecas *subprime*, impulsionada pelo aumento das taxas de juros para o refinanciamento e queda dos preços das casas nos EUA. Para a Covid, He et al. (2020) consideraram 160 dias anteriores ao fechamento de Wuhan, em 23 de janeiro de 2020. De acordo com os autores, isso melhoraria a precisão da previsão. Por sua vez, Ashraf (2020) considerou que o período de Covid variou de país para país, a depender da confirmação do primeiro caso.

Para entender o efeito da GFC e da Covid-19 foram utilizadas *dummies*. Como proposto por Shehzad, Xiaoxing e Kazouz (2020), para a GFC, no período compreendido entre 30 de junho de 2007 e 30 de dezembro de 2009 se atribuiu 1 e 0 caso contrário. E para a Covid-19, 1 para 01 de janeiro de 2020 a 08 de dezembro de 2020 (data na qual o Reino Unido foi o primeiro país a iniciar o processo de vacinação de sua população) e 0 caso contrário. Diferentemente de Shehzad, Xiaoxing e Kazouz (2020), sugere-se que o período de influência da crise sanitária na volatilidade dos mercados pode ter se estendido até esse período. Um comportamento dos índices avaliados em dólares e normalizados, pode ser visto na Figura 4.

Figura 3: Cotações dos índices analisados em dólares



Nota: Os índices foram normalizados com referência ao primeiro dia analisado de forma a serem comparáveis.
Fonte: Resultados da pesquisa.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente os testes de estacionariedade, entre eles Dickey-Fuller aumentado, Phillip Perron, KPSS e Zivot-Andrews, apontaram para a estacionariedade das séries de retorno de todos os índices. Isto é, tanto a média quanto a variância das séries de retornos são constantes e, ainda, não há covariância entre os períodos. Logo, considerou-se que as séries de retornos se desenvolvem de maneira aleatória em torno de uma média, com determinado equilíbrio estável. O teste ARCH-LM (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity-Lagrange Multiplier*), assim como no trabalho de Shehzad, Xiaoxing e Kazouz (2020), apontou a presença de heterocedasticidade para todos os índices analisados, como demonstrado na Tabela 1. Vale destacar que foram realizados testes de normalidade, no qual apontaram que as séries analisadas não são distribuídas normalmente.

Tabela 1: Testes de raiz unitária e heterocedasticidade

	ADF	PP	KPSS	ZA	ARCH-LM
SPR	-44.67***	-68.49***	0.28	-35.20***	3674.87***
NSR	-43.87***	-66.82***	0.29	-34.95***	3090.18***
DXR	-44.43***	-61.95***	0.08	-35.41***	639.38 ***
FMBR	-43.49***	-61.98***	0.21	-35.29***	517.57 ***
FTSE	-45.60***	-62.90***	0.09	-36.79***	878.30 ***
NKR	-47.62***	-71.84***	0.19	-37.66***	1046.94***
HGI	-42.27***	-62.62***	0.04	-34.84***	985.51 ***
KOSPI	-39.91***	-59.48***	0.13	-33.37***	1212.65***
SCR	-43.29***	-62.63***	0.12	-34.00***	641.21 ***
IBOV	-12.13***	-84.03***	0.02	-46.43***	1104.45***
BSE	-42.35***	-62.29***	0.08	-34.02***	462.62 ***

Nota: Dikey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Zivot-Andrews (ZA). Os testes sob diferenciação foram omitidos, uma vez que a série se mostrou I(0) pelos diversos testes. ***: sig. a 1% de significância; **: sig. a 5% de significância; *: sig. a 10% de significância.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os principais resultados obtidos, para a equação da média dos retornos, observados na Tabela 2, mostram que tanto a Grande Crise Financeira quanto a Covid-19 não se mostraram estatisticamente significativos para explicar mudanças no retorno médio dolarizado da maioria dos principais índices acionários. Uma exceção é feita ao índice Nasdaq, que obteve um aumento do retorno médio durante a crise sanitária provocada pelo Covid.

Estes resultados vão em direção oposta aos apresentados por Shehzad, Xiaoxing e Kazouz (2020), no qual os autores notaram um aumento do retorno nos mercados da China, Itália e Estados Unidos (NSR). Essa ambiguidade pode ser justificada pela diferença nos procedimentos adotados, uma vez que esses autores não imputaram nos modelos de média efeitos autorregressivos ou de média móvel e, ainda, não explicitaram se os índices foram avaliados em dólares.

O teste Jarque-Bera, ainda na Tabela 2, que se baseia na diferença entre os coeficientes de assimetria e curtose dos dados e conhecido por ter boas propriedades para verificar normalidade, retornou resultados estatisticamente positivos para todos os índices. Já o teste Box-Ljung, usado para captar a autocorrelação serial entre as séries também se mostrou significativo. Destarte, esses modelos não se mostraram bem ajustados.

Avaliando os modelos da família ARCH destaca-se que foi utilizado os modelos APARCH para a maioria dos índices analisados, com exceção IBOV, BSE e FMBR, onde o modelo mais ajustado foi o GARCH nos dois primeiros e o EGARCH no terceiro. Para a equação de variância, na Tabela 3, observou-se que a Grande Crise Financeira (ϕ_1), retornou resultados estatisticamente significativos para praticamente todos os índices analisados, com exceção no NKR, HGI, SCR e BSE, ou seja, em uma parcela dos mercados asiáticos. A GFC aumentou a volatilidade média na maioria dos demais índices (SPR, NSR, DXR, FTSE e IBOV). Já para FMBR e KOSPI a volatilidade média foi inferior durante o período da GFC.

Por sua vez, a volatilidade média teve um comportamento semelhante entre os índices durante a pandemia provocada pela Covid-19 (ϕ_2) em comparação a GFC. A volatilidade média aumentou, de forma significativa, nos índices SPR, NSR, DXR, FMBR, FTSE e IBOV. Já no KOSPI a volatilidade média também foi menor em relação aos demais períodos. Entretanto, nos demais índices (NKR, HGI, SCR e BSE) o período referente a Covid não provocou um aumento da volatilidade média.

Tabela 2: Resultados da equação de média.

	SPR	NSR	DXR	FMBR	FTSE	NKR	HGI	KOSPI	SCR	IBOV	BSE
$\emptyset_1$	-0.15*** (0.02)	-0.12*** (0.02)	-0.79*** (0.03)		-0.78*** (0.14)		-0.07*** (0.02)	-0.01 (0.29)	0.17*** (0.05)	-0.93*** (0.08)	-0.08*** (0.017)
$\emptyset_2$			-1.02*** (0.02)		-0.7*** (0.12)		0.00 (0.02)	0.03* (0.02)	-0.81*** (0.20)	-0.69*** (0.09)	
$\emptyset_3$			-0.06*** (0.02)		-0.09*** (0.02)					-0.28*** (0.02)	
θ_1			0.75*** (0.02)	-0.05*** (0.02)	0.71*** (0.14)	-0.21*** (0.02)		-0.01 (0.29)	-0.23*** (0.06)	0.59*** (0.08)	
θ_2			0.96*** (0.02)		0.58*** (0.12)	-0.03* (0.02)			0.8*** (0.20)	0.36*** (0.08)	
ξ_1	-0.04 (0.05)	-0.02 (0.05)	-0.02 (0.07)	-0.08 (0.07)	-0.06 (0.06)	-0.04 (0.05)	-0.01 (0.06)	-0.06 (0.08)	-0.03 (0.07)	0.05 (0.10)	-0.04 (0.09)
ξ_2	0.06 (0.07)	0.14* (0.08)	0.04 (0.10)	0.01 (0.12)	-0.05 (0.09)	0.07 (0.08)	-0.03 (0.10)	0.12 (0.12)	0.08 (0.11)	-0.11 (0.15)	0.01 (0.14)
Box-Ljung	84.15***	74.43***	14.53***	28.10***	15.44***	29.45***	40.41***	20.03***	30.62***	66.98***	55.47***
Jarque-Bera	21241***	10371***	34596***	23058***	46941***	33936***	58152***	65069***	9427.60***	1403711***	98925***

Nota: *** Significativo a 1% de significância, ** Significativo a 5% de significância, * Significativo a 10% de significância. Os desvios padrões se encontram entre parêntesis.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3: Resultados da equação de variância

	SPR	NSR	DXR	FMBR	FTSE	NKR	HGI	KOSPI	SCR	IBOV	BSE
ξ_0	0.03*** (0.01)	0.05*** (0.02)	0.01 (0.01)	-0.21*** (0.00)	-0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.01 (0.02)	0.01*** (0.00)	0.04** (0.02)	0.02 (0.03)	0.04 (0.03)
$\emptyset_1$	-0.07*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-1.21*** (0.01)		0.56*** (0.00)		-0.01 (0.02)	-0.24*** (0.00)	0.43 (0.46)	-1.14*** (0.01)	0.06*** (0.02)
$\emptyset_2$			-0.99*** (0.00)		-0.96*** (0.00)		0.01 (0.02)	-0.07*** (0.00)	-0.43*** (0.08)	-0.9*** (0.02)	
$\emptyset_3$			-0.01*** (0.00)		-0.05*** (0.01)					0.06*** (0.02)	
θ_1			1.19*** (0.01)	-0.15*** (0.00)	-0.61*** (0.00)	-0.18*** (0.02)		-0.02*** (0.00)	-0.47 (0.46)	1.19*** (0.01)	
θ_2			0.98*** (0.00)		1*** (0.00)	0.00 (0.02)			0.46*** (0.07)	0.98*** (0.00)	
ϑ_0	0.04*** (0.00)	0.05*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.41*** (0.00)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)	1.35*** (0.00)	0.01 (0.01)	0.32*** (0.06)	0.08*** (0.17)
α_1	0.12*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.06*** (0.00)	-0.6*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.1*** (0.02)	0.06*** (0.01)	-0.01*** (0.00)	0.08 (0.06)	0.13*** (0.02)	0.08*** (0.02)
β_1	0.88*** (0.01)	0.88*** (0.01)	0.93*** (0.00)	0.9*** (0.00)	0.93*** (0.02)	0.9*** (0.02)	0.93*** (0.01)	0.89*** (0.00)	0.94*** (0.05)	0.79*** (0.02)	0.90*** (0.02)
γ_1	1.00*** (0.00)	1.00*** (0.00)	1.00*** (0.00)	1.39*** (0.00)	0.99*** (0.00)	0.5*** (0.11)	0.41*** (0.05)	2.64*** (0.00)	0.00 (0.06)		
δ	0.85*** (0.07)	0.83*** (0.08)	0.94*** (0.10)		1.00*** (0.12)	1.07*** (0.20)	1.47*** (0.22)		1.01 (0.85)		
ϕ_1	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.01* (0.01)	-6.47*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-19.03*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.48** (0.19)	0.00 (0.03)
ϕ_2	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01** (0.00)	0.27*** (0.03)	0.02*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-53.02*** (0.03)	0.00 (0.02)	0.54*** (0.16)	0.00 (0.04)
assimetria	0.83*** (0.02)	0.8*** (0.02)	0.91*** (0.02)	0.99*** (0.00)	0.9*** (0.02)	0.88*** (0.02)	0.91*** (0.02)	1*** (0.01)	0.99*** (0.02)	0.97*** (0.02)	0.97*** (0.02)
distribuição	6.76*** (0.77)	7.93*** (1.06)	6.90*** (0.78)	3.81*** (0.00)	6.39*** (0.66)	6.14*** (0.62)	7.23*** (0.87)	3.99*** (0.00)	4.18*** (0.32)	5.49*** (0.48)	4.55*** (0.38)
Ljung-Box	1.53	1.40	6.70	0.74	7.80	1.81	3.84	0.00	13.76*	1.04	5.05
ARCH LM	1.97	0.31	1.30	0.45	5.83	1.12	2.80	0.00	1.05	0.11	4.14

Nota: *** Significativo a 1% de significância, ** Significativo a 5% de significância, * Significativo a 10% de significância. Os desvios padrões se encontram entre parêntesis.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Da magnitude dos coeficientes, o que se percebeu foi que a Covid-19 aumentou a volatilidade média de forma mais acentuada que a GFC para os mercados acionários europeus (DXR, FMBR e FTSE) e de países em desenvolvimento, como o Brasil (IBOV). Para os índices norte-americanos (SPR e NSR) se observou o contrário. Nos mercados asiáticos, entretanto, estes períodos ou não afetaram a volatilidade média (NKR, HGI, SCR e BSE) ou reduziram os riscos nos mercados (KOSPI). Estes resultados se assemelham aos encontrados por Shehzad, Xiaoxing e Kazouz (2020), que observaram um aumento da volatilidade nos mercados europeus. Ainda, se diferencia dos resultados encontrados por Bala e Takimoto (2017) e Bhowmik et al. (2018), que notaram que a GFC aumentou de maneira mais acentuada o risco de mercados desenvolvidos e asiáticos, respectivamente.

Aqui, o que se observou foi que a GFC aumentou o risco de maneira mais acentuada no mercado brasileiro em detrimento dos europeus e americanos e não se observou um efeito significativo nos mercados asiáticos. Esta diferença pode ser justificada pelas metodologias adotadas ou, ainda, pelo presente trabalho ter considerado os retornos dolarizados. Porém, a resistência do mercado chinês frente a Covid vai de encontro aos resultados setoriais apresentados por He et al. (2020).

Isso demonstra certa similaridade entre o comportamento dos mercados europeus e de países em desenvolvimento durante a crise financeira e a crise sanitária. Embora similar, o aumento no risco, nesses mercados, comparando esses períodos foi em direção oposta aos índices norte-americanos. Entretanto, nesses períodos os principais índices asiáticos ou não tiveram um aumento do risco (entendido pelo aumento da volatilidade) ou tiveram uma redução. Nesse aspecto, nota-se que os mercados asiáticos podem ser bons redutos para a mitigação do risco do portfólio dos investidores. Mesmo os mercados acionários europeus e de países em desenvolvimento, como o brasileiro, se tornam bons candidatos para compor um portfólio, uma vez que sofreram de maneira distinta ao mercado norte-americano.

Outras observações merecem atenção. O coeficiente de assimetria (γ_1) se mostrou significativo para praticamente todos os índices, com exceção do SCR. Isso mostra que na maioria dos mercados analisados notícias negativas têm um efeito mais intenso do que notícias positivas sobre a volatilidade, com exceção do mercado chinês, onde o coeficiente não foi significativo.

Além do mais, os resultados mostraram que a volatilidade possui certa persistência. Isto é, choques dos resíduos padronizados e a volatilidade passada, os efeitos ARCH (α_i) e GARCH (β_i), respectivamente, são importantes para explicar a volatilidade de maneira persistente. Embora no mercado italiano (FMBR) choques aleatórios passados reduziram a volatilidade futura. Outras considerações são feitas ao índice chinês (SCR), no qual não se observou um efeito ARCH significativo. Comparativamente, a soma desses coeficientes é superior nos índices SPR, NSR, DXR, FTSE e HGI, mostrando que a persistência da volatilidade parece ser maior nesses mercados. Isso é importante pois o aumento da volatilidade provocados pela GFC e Covid-19 irão persistir nesses locais.

Para δ , que captura o poder do efeito alavancagem, sendo uma transformação Box-Cox do desvio padrão, também retornou resultados estatisticamente significativos para, praticamente, todos os índices excluindo, novamente, o SCR. Por fim, o efeito de curtose e o efeito da distribuição de probabilidade foram estaticamente significativas para todos os índices. Isso mostra que os procedimentos realizados conseguiram captar a distribuição real de caudas largas dos retornos dos índices. Ao se verificar a estatística Ljung-Box inferiu-se ausência de autocorrelação serial dos resíduos a pelo menos 5% de significância. Já ARCH LM, utilizado para avaliar a heterocedasticidade, não se mostrou significativo. Sendo assim, conclui-se que os procedimentos foram adequados.

4 CONCLUSÃO

O estudo procurou observar a relação de Grandes Crises Financeiras e da Covid-19 para diversos mercados acionários no mundo, entre eles, EUA, Alemanha, Reino Unido, Alemanha, Itália, Japão, Hong Kong, Coreia do Sul, China, Índia e Brasil. Para isso, foram aplicados modelos da família ARCH, capaz de fornecer indícios sobre o comportamento da média e da volatilidade.

Os resultados mostraram que tanto a GFC quanto a crise sanitária pelo Covid não obtiveram impactos significativos sobre a média dos retornos dolarizados dos principais índices de referência. Exceção é feita índice Nasdaq que teve um aumento do retorno médio durante a crise do Covid. Estes resultados vão em direção oposta aos encontrados por Shehzad, Xiaoxing e Kazouz (2020), muito devido a diferenças metodológicas.

Além do mais, a volatilidade condicional no mercado americano foi superior nos períodos relativos a GFC em comparação a Covid-19. Porém, o contrário foi observado nos mercados europeus e de países em desenvolvimento, como Índia e Brasil. Por sua vez, nos mercados asiáticos, como China, Japão e Hong Kong, não foi observado uma mudança significativa na volatilidade. Por sua vez, no mercado sul coreano se observou uma diminuição do risco, tanto na GFC quanto na Covid. Nesse aspecto, considerou-se que o mercado asiático é uma importante localidade para se diversificar o risco, bem como os mercados europeus e de países em desenvolvimento.

Nesse aspecto, notou-se a diferença do efeito das crises financeiras e sanitárias nos diferentes mercados. Enquanto determinadas localidades tiveram um aumento no risco em determinado evento, em comparação a outro, em outras não se observou um aumento da volatilidade. Diferentemente de outros estudos na literatura, o presente estudo considerou um período mais abrangente para a Covid, o que pode ter levado a uma mudança nos resultados. Porém, o que se destaca é que os mercados se comportaram de maneira distinta frente a esses eventos, oferecendo oportunidades de diversificação futura para os investidores.

REFERÊNCIAS

ASHRAF, B. N. Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities? **Research in International Business and Finance**. v. 54, 2020.

BALA, D. A.; TAKIMOTO, T. Stock markets volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with skewed-t density approach. **Borsa Istanbul Review**, v. 17, n. 1, p. 25-48, 2017.

BHOWMIK, R.; ABBAS, G.; WANG, S. Return and volatility spillovers effects: Study of Asian emerging stock markets. **Journal of Systems Science and Information**, v. 6, n. 2, p. 97-119, 2018.

BLACKBURN, R. La crisis de las hipotecas subprime. **New left review**, v. 50, p. 53-96, 2008.

BOLLERSLEV, T. A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. **The review of economics and statistics**, p. 542-547, 1987.

BRESSER-PERREIRA, L. C. A crise financeira global e depois: um novo capitalismo? **Novos Estudos CEBRAP**. v. 86, p. 51-72, 2010.

BRESSER-PERREIRA, L. C. Crise e recuperação da confiança. In: **A Crise Financeira Internacional: origens, desdobramentos e perspectivas**. Fernando Ferrari Filho e Luiz Fernando de Paula (Orgs.). São Paulo: Editora Unesp, 2012.

CARVALHO, F. J. C. Entendendo a recente crise financeira global. In: **A Crise Financeira Internacional: origens, desdobramentos e perspectivas**. Fernando Ferrari Filho e Luiz Fernando de Paula (Orgs.). São Paulo: Editora Unesp, 2012.

CUNHA, A. M. A crise financeira global e as reformas na arquitetura financeira internacional. In: **Ensaios FEE**. V. 34, n. 2, p. 349-382. Porto Alegre, dez. 2013. Disponível em: <<https://revistas.dee.spgg.rs.gov.br/index.php/ensaios/article/view/2648>>. Acesso em: 01 abril 2021.

DING, D. Modeling of market volatility with APARCH model. Uppsala University, 2011.

DING, Z.; GRANGER, C. W. J.; ENGLE, R. F. A long memory property of stock market returns and a new model. **Journal of empirical finance**. v. 1, n. 1, p. 83-106, 1993.

DORNBUSCH, R.; PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. Contagion: Understanding how it spreads. **The World Bank Research Observer**. v. 15, n. 2. p. 177-197, 2000.

ERLER, A.; KRIZANAC, D. Taylor-Regel und Subprime-Krise-Eine empirische Analyse der US-amerikanischen Geldpolitik. 2009. (MPRA Paper, N. 18604).

FERRARI FILHO, F.; DE PAULA, L. F. A crise financeira internacional: origens, desdobramentos e perspectivas. São Paulo: Editora Unesp, 2012.

FERNANDO, C. S.; MAY, A. D.; MEGGINSON, W. L. The value of investment banking relationships: Evidence from the collapse of Lehman Brothers. **The Journal of Finance**, v. 67, n. 1, p. 235-270, 2012.

Fundo Monetário Internacional – FMI. Real GDP growth. 2021. Disponível em: <https://www.imf.org/external/datamapper/NGDP_RPCH@WEO/OEMDC/ADVEC/WEOWORLD/CHN> Acesso em: 05 jul. 2021.

GHALANOS, A. **Introduction to the rugarch package (Version 1.3-8)**. Technical report v, 2020. Acessado em 15 de dezembro de 2020. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/rugarch/vignettes/Introduction_to_the_rugarch_package.pdf>.

HE, P.; SUN, Y.; YING, Z. COVID-19's impact on stock prices across different sectors—An event study based on the Chinese stock market. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 56, n. 10, p. 2198-2212, 2020.

KIZYS, R.; TZOUVANAS, P.; DONADELLI, M. From COVID-19 herd immunity to investor herding in international stock markets: The role of government and regulatory restrictions. **International Review of Financial Analysis**, v. 74, 2021.

LEDUC, S.; LIU, Z. The uncertainty channel of the Coronavirus. In: **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter**. 2020. Disponível em: <https://www.frbsf.org/economic-research/files/el202007.pdf?_ga=2.124710152.340427005.1600674841-2008003608.1595583471> Acesso em: 05 jul. 2021.

NJIFORTI, P. Impact of the 2007/2008 global financial crisis on the stock market in Nigeria. **CBN Journal of Applied Statistics**, v. 6, n. 1, p. 49-68, 2015.

Organização Mundial da Saúde - OMS. WHO Coronavirus (COVID-19) Dashboard. 2021. Disponível em: <<https://covid19.who.int/>> Acesso em: 28 jun. 2021

RAMOS, A. P. A crise financeira internacional do *subprime* e seus impactos. In: **Desenvolvimento brasileiro em debate**. Antônio Corrêa de Lacerda (Org.). São Paulo: Blucher, 2017.

SHEHZAD, K.; XIAOXING, L.; KAZOUZ, H. COVID-19's disasters are perilous than Global Financial Crisis: A rumor or fact? **Finance Research Letters**, v. 36, p. 101669, 2020.

TAYLOR, J. B. **The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong**. National Bureau of Economic Research, 2009.

TERAZI, E.; ŞENEL, S. The effects of the global financial crisis on the central and eastern European Union countries. **International Journal of Business and Social Science**, v. 2, n. 17, 2011.

ZEREN, F.; HIZARCI, A. The impact of COVID-19 coronavirus on stock markets: evidence from selected countries. **Muhasebe ve Finans İncelemeleri Dergisi**, v. 3, n. 1, p. 78-84, 2020.

ZHANG, D.; HU, M.; JI, Q. Financial markets under the global pandemic of COVID-19. **Financial Research Letters**. v. 36, 2020.

Indicação da Área escolhida: Organização e Mercados

Classificação JEL do trabalho: L49

PREÇO PREDATÓRIO E O CADE: ANÁLISE DOS CASOS ENTRE 2012-2021

Tanise Brandão Bussmann

¹ – Professora do magistério superior da UNIPAMPA em exercício no Departamento de Estudos Econômicos no Conselho Administrativo de Defesa Econômica (DEE/CADE).
Email: tanisebussmann@unipampa.edu.br

PREÇO PREDATÓRIO E O CADE: ANÁLISE DOS CASOS ENTRE 2012-2021.

RESUMO: O objetivo deste trabalho é analisar os casos julgados pelo CADE à luz da Lei 12.529 de 2011 em que há a acusação de preço predatório, bem como a portaria SEAE n. 70 de 2002, em que é explicitado as etapas da análise. Para tanto, foram pesquisados e inseridos os casos na pesquisa processual que dizem respeito aos Procedimentos Preparatórios, Inquéritos Administrativos e Processos Administrativos. Notou-se que não houve condenação pelo Tribunal do CADE pela prática de preço predatório e a portaria da SEAE foi utilizada em 30% dos casos.

Palavras-chave: Preço Predatório. CADE. Pesquisa Processual.

ABSTRACT : The objective of this work is to analyze the cases judged by CADE under Law 12.529 of 2011 in which there is a charge of predatory pricing, as well as SEAE ordinance n. 70 of 2002, in which the steps for the analysis is explained. For this purpose, cases were researched and inserted in the procedural research concerning Preparatory Procedures, Administrative Inquiries and Administrative Processes. It was noted that the step-by-step of the cases is quite similar and, in the period analyzed, there was no conviction by the CADE's Court for predatory pricing.

Key Words: Predatory Pricing. CADE. Processual Research.

1 INTRODUÇÃO

O preço predatório é uma prática anticoncorrencial que visa eliminar os concorrentes fazendo com que não seja atrativo produzir para um determinado mercado. Neste sentido, no caso brasileiro, o preço predatório entra no rol de práticas anticoncorrenciais listadas no Art. 36 da lei 12.529/2011 (BRASIL, 2011), no inciso XV: “Vender mercadoria ou prestar serviços injustificadamente abaixo do preço de custo”.

A lógica no preço predatório diz respeito à eliminação dos concorrentes do mercado para posteriormente realizar um aumento de preços desproporcional, ou seja, de forma a recuperar o valor dispendido com a venda abaixo do custo no momento da predação. Desta forma, é possível visualizar os gastos da empresa com a prática de preço predatório como um “Investimento em Predação”, uma vez que, em um momento posterior, espera-se obter um retorno deste investimento, com o aumento da lucratividade do setor para a empresa predadora e eventuais empresas que tenham sobrevivido o período da predação.

Percebe-se que o preço predatório, por fornecer aos indivíduos os produtos a preços inferiores do que seu custo faz com que haja uma percepção positiva pelos consumidores, uma vez que eles pagarão menos pelo produto. Para Cheng (2020), a escola de Chicago nota que há três obstáculos para o uso desta prática por parte das empresas: a necessidade de que a empresa assuma as perdas pelo menos no curto prazo, enquanto estiver fazendo a predação; fazer isso por um período significativo que encoraje as empresas a saírem deste mercado e fazer com que, mesmo quando a predadora aumentar os preços, essas empresas não retornem. É evidente, de acordo com Cheng (2020), que este tipo de prática somente produz efeitos em um contexto de informação assimétrica.

Em casos famosos, como foi o da Old American Tobacco Company, a utilização da prática de preço predatório foi combinada com a aquisição de concorrentes (KOBAYASHI, 2008), de forma que os pontos sugeridos por Cheng (2020), com a aquisição das empresas, acabam se tornando verdadeiros, pois para que haja o retorno a empresa precisará montar uma nova firma para retornar ao mercado.

Kobayashi (2008) expõe que na análise de preço predatório há dois possíveis erros: o erro do tipo I é a condenação equivocada de uma empresa que não estava realizando tal prática e o erro do tipo II é a não condenação de uma empresa que sim, estava realizando tal prática. Para Kobayashi (2008), por conta da raridade de tal prática, a incidência do erro do tipo I é maior, sendo a corte norte americana mais permissiva em relação a estes delitos por este motivo.

O estudo pioneiro de Areeda e Turner (1975) expõe uma forma de verificação se a empresa em questão está realizando preço predatório. Em primeiro lugar, é possível a aceitação de alguma perda de receita de forma racional, por exemplo, como no caso de bens perecíveis. No estudo dos autores, eles sugerem que a utilização do preço abaixo do custo marginal deve sim ser considerado predação. Ainda, pela dificuldade de mensuração, é possível a utilização do preço variável médio como *proxy*.

Conforme é exposto na própria legislação brasileira, é apenas a venda injustificada abaixo do custo que é considerada preço predatório. Além disso, existem outros requisitos relevantes para que a prática seja considerada, a saber: a firma deve obter posição dominante no mercado – de forma que, ao realizar a prática de preço predatório, consiga agir fazendo com que as demais empresas fiquem com as opções de deixar o mercado ou também reduzir o preço. Um outro requisito necessário é que o mercado apresente barreiras à entrada. Desta forma, a empresa predadora ao forçar as concorrentes a deixarem o mercado também está reduzindo a concorrência para o período pós predação – em que os preços irão aumentar e as empresas, para ingressarem no mercado, irão precisar lidar com essa barreira, o que pode reduzir ou atrasar o acesso a este mercado. Além disso, para que a redução de preço seja crível por parte da empresa predadora, ela deve ter capacidade ociosa para conseguir redirecionar a demanda de mercado para si, uma vez que, sem a capacidade ociosa, haverá uma limitação de atuação da firma predadora que é proporcional ao seu tamanho no mercado. Uma segunda limitação à predação é sobre a capacidade de financiamento da empresa predadora. Ela deve conseguir se autofinanciar ou ter acesso a outras fontes de financiamento de forma a conseguir manter por certo período da predação sem inviabilizar sua produção. Por fim, a análise entre custo e preço é realizada, visando comprovar, caso todos os requisitos anteriores tenham sido preenchidos, a realização da prática. Este passo-a-passo é descrito também pela Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) (BRASIL, 2002).

No Brasil, um caso bastante conhecido é o da Gol Linhas Aéreas S.A., que ocorreu em um período em que os preços das passagens aéreas eram regulados, em que esta companhia oferece trechos a R\$50,00, sendo por conta disso a promoção denominada “Viaje 50 reais”. Neste caso, a própria defesa da companhia expõe que os preços não estão abaixo do custo, sendo tal prática realizada visando aumentar tanto a ocupação das aeronaves quanto também a lucratividade da companhia. Na análise do tribunal do CADE em 2006, expõe-se que a posição da Gol neste mercado não seria suficiente para rivalizar o mercado. Ainda, salienta-se que a prática ficou vigente por um período curtíssimo por conta da atuação do setor responsável pela regulação que não permitiu que a companhia aérea continuasse com tal promoção (BRASIL, 2004). Este foi um caso bastante relevante, avaliado à luz da lei 8.884, de 1994 (BRASIL, 1994), vigente no momento do julgamento deste processo.

Observa-se que muitas vezes a aplicação de um preço baixo não é necessariamente indício da prática de preço predatório. É possível que a firma apresente uma maior eficiência, pela ocorrência de ganhos de escala por exemplo quando estamos lidando com uma firma dominante, ou ainda, por um mercado com características específicas como este da aviação, em que os custos fixos representam uma parcela bastante relevante do total de custos, o que também pode de certa forma justificar os preços baixos.

Para além de Areeda e Turner (1975), diversas abordagens foram realizadas para modelar e identificar preços predatórios. Kobayashi (2008) expõe de forma sintética a maioria

das abordagens até o momento da sua revisão. Há modelos aplicados de teoria dos jogos, que são bastante adequados uma vez que necessariamente a lógica de preço predatório necessita de uma análise longitudinal, uma vez que a prática apresenta sua racionalidade na sucessão dos períodos.

Fagundes e Kanczuc (2006) expõem as vertentes de preços predatórios: *deep pockets*, modelos reputacionais ou modelos de sinalização. Na primeira vertente é exposta a importância de recursos para financiamento, para deixar claro às concorrentes que a firma predadora terá condições de manter os preços abaixo até a eliminação da concorrente. Quanto aos modelos de reputação, muitas vezes eles são utilizados inclusive para empresas de fora do mercado, como é o caso conhecido como paradoxo da cadeia de lojas (*chain store paradox*) em que a empresa dominante tem como objetivo mostrar a estratégia de retaliação via preços que será aplicada caso as empresas entrem no mercado. O último grupo de modelos, de sinalização, visa mostrar o uso de preços predatórios para reduzir a lucratividade dos mercados, mostrando aos entrantes que estes mercados são menos atrativos do que outros (FAGUNDES; KANCZUC, 2006).

Em relação às diferentes métricas, para além da sugestão de Areeda e Turner (1975), Fagundes e Kanczuc (2006) mostram que há trabalhos que analisam as condições estruturais e também a verificação do preço como abaixo do custo total médio, conforme o trabalho de Joskow e Klevorick (1979), já Posner (1976) sugere a utilização do custo médio de longo prazo ao invés do custo variável médio, e Baumol (1979) sugere a comparação do preço com o custo evitável médio. No entanto, estes três modelos podem apresentar algumas dificuldades de implementação. O modelo de Williamson (1977) sugere a utilização da quantidade produzida para quando há uma entrante no mercado e para quando não há. Sendo assim, nota-se que houve, dentro da academia certo desenvolvimento de modelos para a comprovação da ocorrência de preços predatórios.

Uma questão a ser pensada quando há o uso de preços predatórios é sobre os subsídios cruzados. Uma vez que uma empresa pode ter participação em dois mercados relevantes e utilizar os ganhos em um mercado para financiar o uso de preço predatório em outro. Esta possibilidade foi levantada por Cheng (2020) e IBRAC (2020), sendo que para este último, há a possibilidade do uso de externalidades de rede mostrando a possibilidade de oferecer inclusive a preço zero um produto visando aumentar o número de usuários, principalmente para o caso de plataformas de dois lados, no entanto, conforme IBRAC (2020), não necessariamente nestes casos haverá a prática de preço predatório, podendo ser apenas uma característica do mercado.

Neste sentido, deve-se pensar a questão de subsídios cruzados principalmente pela possibilidade de alavancar com o consumo em um dos mercados o crescimento em outro ou mesmo com o financiamento e a manutenção da prática por um período maior.

A raridade da conduta já foi alvo de analogias, como a de Soares (2014, p.33), que mostra que perseguir tal prática “seria o mesmo que caçar unicórnios, dada sua raridade”, sendo também esse posicionamento de Bara (2008). Um cuidado nas condutas e na condenação do preço predatório está realmente na possibilidade de acabar punindo um competidor mais eficiente por sua atuação no mercado, o que não é desejável. Por conta disso, a análise antitruste deve ser o mais detalhada possível. No caso da autoridade brasileira, o uso das etapas descrito pela portaria n. 70 de 2002 da SEAE consegue deixar separado cada um dos quesitos, visando evitar a punição para empresas que não estejam realizando tal prática.

No momento atual, à luz da Lei 12.529 de 2011, a análise das condutas nocivas à concorrência é realizada pelo CADE. A Superintendência Geral faz a instrução do processo e, quando encerra esta parte, pode sugerir o arquivamento ou sua condenação. Neste último caso, o processo é analisado pelo Tribunal do CADE, que decide.

Nota-se que mesmo sendo uma conduta incomum, desde 2011 já foram julgados alguns processos pelo tribunal do CADE bem como outros arquivados pela Superintendência Geral. O objetivo deste artigo é analisar os casos de Preço Predatório entre 2012 e 2021, à luz da Portaria

n. 70 da SEAE. Entende-se que tal portaria segue sendo relevante e seu passo-a-passo ainda é utilizado na análise de alguns casos de preço predatório. Sendo assim, a exposição das etapas no caso concreto mostra de que forma são conduzidos os processos nesta matéria no CADE.

Além dessa seção introdutória, há a seção de materiais e métodos, em que é explicada a portaria SEAE n.70 e 2002 em detalhe, seguida de uma breve explicação da busca processual realizada. Então, são expostos os resultados, em que cada caso é explicado em um maior nível de detalhe, bem como uma conclusão em que as similaridades e diferenças dos casos são expostas de forma breve. Por fim, há as referências utilizadas no presente artigo.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

Esta seção está dividida em duas subseções: na primeira é exposto o detalhamento da portaria n.70 da SEAE, que serve como uma espécie de guia para a análise de preço predatório no Brasil, e a segunda parte há as informações da coleta de dados feita, por meio da pesquisa processual do CADE.

2.1 A portaria n. 70 da SEAE:

A portaria n, 70 da SEAE expõe etapas a serem seguidas para a análise de preço predatório no Brasil. Em um momento inicial, é recebida uma denúncia, que passa a ser objeto da análise. Então, a primeira atividade a ser realizada é a delimitação do mercado relevante daquele bem, tanto na dimensão produto quanto na dimensão geográfica.

A partir da definição relevante, nota-se que de forma bastante intuitiva, a firma predadora precisa de uma posição dominante no mercado. É este posicionamento que fará com que a firma consiga, ao baixar o seu preço, também forçar o mercado todo a baixar o preço. Caso a firma seja muito pequena, não é possível que este efeito seja disseminado ao mercado como um todo. Este é o primeiro requisito para que a firma possa estar realizando a prática de preço predatório. Se a firma apresentar posição dominante, a análise segue à segunda etapa. Caso contrário, sugere-se o arquivamento do processo.

Em um segundo momento é necessário verificar a existência de barreiras à entrada no mercado em questão. Nota-se que se o mercado relevante não apresentar barreiras não fará sentido o uso de preço predatório, uma vez que ao aumentar de preço, a atratividade deste mercado aumentará e as empresas irão voltar a ingressar no mercado. De forma similar ao passo anterior, a análise somente será continuada se este item for verdadeiro. Caso não existam barreiras à entrada, será sugerida o arquivamento do processo.

Então, a terceira etapa diz respeito à capacidade ociosa. Para que a firma consiga rivalizar de forma efetiva, ela deverá apresentar capacidade de expansão da sua produção para conseguir suprir toda a oferta de mercado. Se não houver capacidade ociosa, ela irá vender até o total de sua produção e o restante da demanda da indústria será suprido pelo mercado, mesmo a preços mais elevados, uma vez que a firma não terá como vender mais do que produz. Sendo assim, ao se verificar capacidade ociosa, segue-se a análise, caso contrário, indica-se o arquivamento da decisão.

Na sequência é analisada a capacidade de financiamento. Uma vez que a firma está realizando a venda a preços inferiores ao praticado no mercado, ela deve apresentar condições financeiras que demonstrem a capacidade de manter tal prática por um período maior. Neste sentido, deve-se verificar se a firma apresenta fontes de financiamento internas ou externas para manter tais práticas. Caso haja tais condições, a análise prossegue para o última etapa e, novamente, caso contrário, há a indicação de conclusão com o arquivamento.

Há a comparação da análise entre preço e custo, finalmente. O preço que é característico de predação é aquele abaixo do custo total médio. Se o preço estiver acima do custo total médio, encerra-se a investigação com a sugestão de arquivamento. Caso o custo esteja abaixo do custo variável médio, sugere-se a condenação da empresa.

Porém, este não é o único caso em que deve-se haver a condenação. Nos casos em que o preço estiver abaixo do custo total médio, deve-se verificar se houve uma contração repentina da demanda ou um aumento da capacidade da indústria, e caso qualquer uma dessas práticas tenha ocorrido, novamente, a sugestão da SEAE é pelo arquivamento. Caso não tenha ocorrido nenhuma destas justificativas, então deve-se realizar a condenação da empresa por preço predatório. O quadro 1 e a figura 1 expõem de forma sintética o passo-a-passo aplicado para a análise dos casos, sendo que no quadro 1 são mostrados os passos, sendo que a análise, a partir do passo 1, somente segue para o passo subsequente caso a condição seja verdadeira.

Quadro 1- Passos da Análise de Preço Predatório no Brasil

Etapas	Item a ser verificado
0	Definição do mercado relevante
1	Posição dominante da empresa
2	Presença de Barreiras à entrada
3	Condições de oferta (capacidade de expansão)
4	Condições de Financiamento
5	Comparação entre preço e custo

Fonte: Elaboração Própria a partir de Brasil(2002)

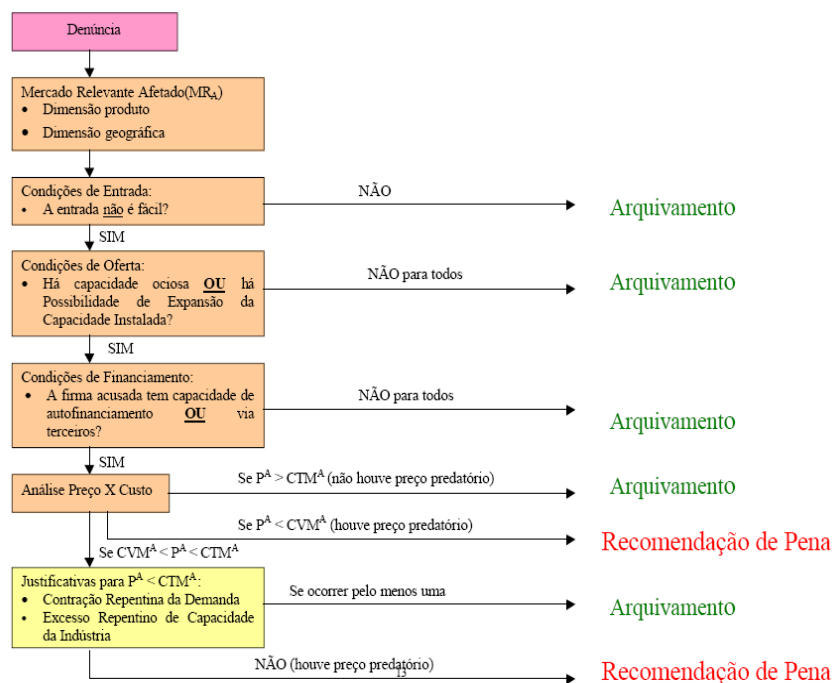


Figura 1- Análise de preço predatório – sequência a ser seguida

Fonte: Brasil (2002)

2.2 Pesquisa Processual:

Os processos considerados são Inquéritos Administrativos, Procedimentos Preparatórios e Processos Administrativos em que houve a discussão sobre preço predatório.

Nota-se que foram considerados apenas os processos que já foram julgados pelo tribunal do CADE ou arquivados pela Superintendência Geral do CADE.

Alguns dos processos analisados apresentam tipos processuais distintos, como é o caso das averiguações preliminares. Ocorre que em diversos casos, a análise iniciou antes da nova lei do CADE, em que haviam outros tipos processuais. Em relação aos prazos, nota-se que nem todos os processos apresentam uma definição de prazo para tramitação. Além disso, em diversos momentos há a solicitação de informações complementares às empresas, bem como prazos para a manifestação no processo, o que, em partes, justifica o fato de que a tramitação nestes casos é mais lenta do que para outros processos. Os processos de atos de concentração, por exemplo, tem prazo definido e prioridade para o julgamento, de acordo com a Lei 12.529 de 2011.

A escolha por utilizar os casos a partir da vigência da nova lei do CADE ocorre por conta das modificações em termos do rito processual adequado. Nas leis anteriores, houve casos em que todos os arquivamentos deveriam passar pelo tribunal, sendo que, hoje, não é o que ocorre. De acordo com o tipo de processo, ele pode ser arquivado pela Superintendência Geral e será avaliado pelo tribunal apenas no caso de haver a avocação de tal processo. Para que haja a avocação, um dos conselheiros deve solicitar que o processo seja analisado pelo tribunal e cada conselheiro deve se manifestar quanto à solicitação. Em caso de maioria, o processo é avocado e então será julgado pelo tribunal do CADE.

No período em questão, foram encontrados 12 processos em que houve a acusação de preço predatório. Seis desses processos iniciaram antes da vigência da nova lei, em 2011, e seis foram posteriores. Na próxima seção há o detalhamento dos processos e do formato em que houve a aplicação do passo-a-passo da SEAE.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção está dividida em 12 subseções, cada uma para um dos casos analisados pelo CADE . O quadro-síntese dos casos é apresentado abaixo, em que cada um dos casos é brevemente exposto. Salienta-se que na maioria dos casos há mais condutas elencadas no rol e também mais empresas, porém, para o quadro e para os resumos, foram utilizadas apenas as informações sobre preço predatório.

Quadro 2- Síntese dos casos analisados

Número do Processo	Ano da Decisão	Representada	Mercado Relevante	Conclusão	Decisão
08012.006043/2003-22	2013	SPAL Indústria de Bebidas (Refrigerante Simba)	Refrigerantes	Não há barreiras a entrada	Arquivamento
08012.003882/2007-12	2012	AMBEV	Refrigerantes	Não há Posição Dominante	Arquivamento
08012.010744/2008-71	2017	Diversas empresas ¹	Leite Pasteurizado Tipo C no Sul do Rio Grande do Sul	Não é utilizado. É feito o confronto entre preços e custos.	Arquivamento da Conduta de Preço Predatório
08700.000073/2008-81	2012	Petrobrás	Óleo Diesel em São Luís (MA) e Araucária (PR)	Não é utilizado. A estrutura da oferta da Petrobrás é exposta.	Arquivamento
08012.011615/2008-08	2019	Abbott Laboratórios	Anti-Retrovirais	Diferença de Preços não era condizente com a prática	Arquivamento
08012.009645/2008-46	2016	Support Produtos Nutricionais Ltda	Produtos PKU	Não há Posição Dominante	Arquivamento da Conduta de Preço Predatório
08700.011205/2014-49	2016	White Martins	Gases industriais e medicinais no Mato Grosso do Sul	<i>Market Share</i> se mantém estável e o preço na maioria dos casos ficou acima do custo médio	Arquivamento
08700.010730/2015-28	2016	Nuchtech do Brasil	Scanners de Raio X	Fora do Escopo da Análise	Arquivamento
08700.006499/2016-59	2017	Cascol Combustíveis para Veículos Ltda	Gasolina Comum no Distrito Federal	Fora do Escopo da Análise	Arquivamento
08700.008318/2016-29	2018	Uber do Brasil Tecnologia Ltda	Transporte por Aplicativo	Fora do Escopo da Análise	Arquivamento
08700.002532/2018-33	2019	Rodopetro e outras	Distribuição de Etanol Hidratado no Rio de Janeiro	Não há posição dominante	Arquivamento
08700.006955/2018-22	Suspenso	Petrobrás	Mercado de Refino	-	Suspenso pelo Termo de Cessação de Conduta

Fonte: Elaboração Própria

¹ Elegê Alimentos S.A. (atual BRF Brasil Foods S.A.); Cooperativa Sul- Rio Grandense de Laticínios Ltda.; Cooperativa dos Pequenos Agricultores e Produtores e Leite da Região Sul; Indústria de Laticínios Santa Silvana Ltda. – ME; Thurmer & Leitzke Ltda.; Sindicato da Indústria de Laticínios e Produtos Derivados do Estado do Rio Grande do Sul; Alex Sander Guarnieri Ramos; Michele Correa Laydner; Edemar Xavier Silveira; Osmar Krause; Everson Daniel do Amaral Nunes; Manoel Gonçalves; Jorge Luiz Almeida da Silva; Jorge Antônio Vallejos Arnez; Arno Alfredo Kopereck; Enilton Sell Wolter; Adilson Uarthe; Maura Thurmer Leitzke e Paulo César Leitzke

3.1 Processo 08012.006043/2003-22

No caso do Procedimento Administrativo n. 08012.006043/2003-22 (BRASIL, 2003) há a denúncia de preço predatório para o Refrigerante Simba, comercializado pela SPAL Indústria de Bebidas S.A. por parte da fabricante do refrigerante Dolly no mercado de refrigerantes. Para este processo, a Secretaria de Direito Econômico (SDE) em seu relatório expõe de forma direta que os custos apresentados estão abaixo dos preços, sem haver indícios da venda abaixo do custo, bem como que o acesso ao mercado relevante de refrigerantes, que não apresenta barreiras à entrada, não permitiria que o preço fosse mantido muito acima do seu custo. Em relação à esta prática, sugere-se o arquivamento do processo em 2004. Porém, outras práticas também descritas fariam com que o processo prosseguisse sendo analisado sobre a forma de Processo Administrativo. Em 2013, no relatório da superintendência geral, há novamente o argumento da irracionalidade por conta da estrutura de mercado, ou seja, em função do segundo item da portaria n. 70 da SEAE de 2002. Tal decisão foi mantida pelo conselheiro relator, Eduardo Pontual, quando da ocasião do julgamento do processo pelo tribunal do CADE, sendo o posicionamento do relator aprovado por unanimidade.

3.2 Processo 08012.003882/2007-12

A averiguação preliminar n.08012.003882/2007-12 (BRASIL, 2007) tem como representante a Associação dos Fabricantes de Refrigerantes do Brasil e representada a Companhia de Bebidas das Américas (AMBEV), no segmento de refrigerantes, por conta da redução do preço da Pepsi Cola em 2006. No relatório da SDE, de 2012, expõe-se que a participação no mercado de refrigerante está em menos de 20%, ou seja, houve a ausência da posição dominante no mercado. Além disso, não foram trazidos ao processo elementos comprobatórios de tal prática, o que também leva à sugestão do arquivamento. Neste mesmo ano, há o arquivamento pelo tribunal do CADE, que mantém a sugestão de arquivamento pelo relator, o conselheiro Ricardo Machado Ruiz.

Nota-se que neste caso ao observar que o primeiro questionamento da portaria n. 70 da SEAE não se mantém – sobre a posição dominante – sugere-se, pela SDE, o arquivamento do processo.

3.3 Processo 08012.010744/2008-71

O processo administrativo n. 08012.010744/2008-71 (BRASIL, 2008a) tem como representadas as empresas e pessoas físicas: Elegê Alimentos S.A. (atual BRF Brasil Foods S.A.); Cooperativa Sul- Rio Grandense de Laticínios Ltda.; Cooperativa dos Pequenos Agricultores e Produtores e Leite da Região Sul; Indústria de Laticínios Santa Silvana Ltda. – ME; Thurmer & Leitzke Ltda.; Sindicato da Indústria de Laticínios e Produtos Derivados do Estado do Rio Grande do Sul; Alex Sander Guarnieri Ramos; Michele Correa Laydner; Edemar Xavier Silveira; Osmar Krause; Everson Daniel do Amaral Nunes; Manoel Gonçalves; Jorge Luiz Almeida da Silva; Jorge Antônio Vallejos Arnez; Arno Alfredo Kopereck; Enilton Sell Wolter; Adilson Uarthe; Maura Thurmer Leitzke e Paulo César Leitzke e tal processo foi iniciado a partir da investigação do Departamento da Polícia Federal de Pelotas. Neste processo, há a acusação de cartel, conduta uniforme e preço predatório no de leite pasteurizado Tipo C.

O mercado relevante é a produção de leite pausterizado tipo C e no quesito regional, diz respeito à microrregião de Pelotas-RS nas cidades de Pelotas, São Lourenço do Sul e Canguçu. A superintendência geral do CADE, em sua análise, não encontra evidências de preços predatórios, expondo a portaria n. 70 da SEAE de 2002 mas sem responder se o caso em questão

responde a esses passos. No entanto, nota-se que há na nota técnica da Superintendência Geral do CADE a informação de que os preços praticados estiveram abaixo do preço de equilíbrio, porém, sem ser possível verificar se este preço estava abaixo do custo de algumas das representadas.

No presente processo, no voto da conselheira relatora Cristiane Alkmin Junqueira Schmidt em 2016 não imputa a condenação com a conduta no inciso XV, § 3º, do art. 37 da Lei 12.529/2011, ou seja, neste caso há a condenação das empresas por outras condutas, porém, não a de preço predatório. No caso, a conselheira expõe que uma vez que a perícia da polícia concluiu pela venda abaixo do ponto de equilíbrio, a conselheira entende que as empresas realizaram a prática de venda abaixo do preço, de custo, sendo, Elegê e Consulati empresas que abusaram do poder dominante para obrigar as demais a entrar no cartel. Ressalte-se que no seu voto não há a condenação pelo inciso XV, § 3º, do art. 37 da Lei 12.529/2011.

Gize-se que dois conselheiros citaram argumentos relacionados com esta conduta. O conselheiro Gilvandro Vasconcelos Coelho de Araújo expõe alguns problemas na análise da política, que utiliza apenas custos totais ao invés de apenas os custos variáveis. Já o conselheiro Paulo Burnier expõe que mesmo tendo havido a utilização de preços abaixo do custo, tal prática não foi realizada no sentido de predação e sim de incentivo para que as empresas entrassem no cartel do leite, sendo esta a condenação do caso em voga, dentre outras, porém, sem a condenação pela prática de preço predatório.

No presente caso verificou-se que não foi utilizado o passo-a-passo da SEAE e sim para a análise a contribuição da Polícia. Ainda, este caso apresentou maior complexidade pois a conduta de preço predatório foi apenas utilizada para outra finalidade, ou seja, para que as empresas entrassem no cartel.

3.4 Processo 08700.000073/2008-81

O procedimento administrativo n. 08700.000073/2008-81(BRASIL, 2008b) que tem como representante a Agência Nacional de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis e representada a Petrobrás. O produto em questão era Óleo Diesel em São Luís (MA) e Araucária (PR) e a Petrobrás estaria comercializando o produto em preços mais baixos no momento da entrada do mercado do produto importado. A Petrobrás justificou que a redução de preços ocorreu em todo o mercado nacional. Na análise da SDE, é citada a Portaria 70 da SEAE, porém de acordo com a SDE, a Petrobrás, no caso em questão, está operando com uma margem pequena. A redução de preço ocorreu por questões logísticas no mercado em questão. O arquivamento foi também sugerido pelo relator do caso, Elvino de Carvalho Mendonça, em agosto de 2012, sendo também decido na plenária do CADE.

Nota-se que a Portaria 70 é citada mas sua análise não é feita no passo-a-passo no caso em questão. Em função das características da estrutura da oferta da Petrobrás, que fizeram com que houvesse uma redução do preço, não houve a análise nos passos citados.

3.5 Processo 08012.011615/2008-08

O Inquérito Administrativo 08012.011615/2008-08(BRASIL, 2008c) apresenta a Abbott do Brasil é acusada da prática de preço predatório para medicamentos anti-retrovirais à base de Ritonavir. Na análise da Superintendência Geral, a Abbott do Brasil apresenta o maior *market share*. Em algumas licitações, de acordo com a análise da SG, notou-se que a diferença de preços na oferta unitária ficou em 0,02 centavos, de R\$ 0,55 a proposta da Abbott e R\$0,57 a da Cristália, em 2007. Sendo assim, o presente inquérito foi arquivado em janeiro de 2019.

3.6 Processo 08012.009645/2008-46

No processo 08012.009645/2008-46(BRASIL, 2008d) a representada é a Support Produtos Nutricionais Ltda, em que foram apresentadas informações sobre a redução de preço a partir de 2006 dos produtos PKU, que são alimentos especiais para fenilcetonúricos. De acordo com as informações da SDE em sua nota técnica, a Support apresentou lucro no período, o que não é condizente com a prática de preço predatório. Ainda, sua participação no mercado ficou em 10% ou seja, bastante reduzida. O conselheiro relator traz ainda outro elemento, que é o fato da Support apresentar monopólio em certo período e, posteriormente, concorrer com outras empresas, o que também justificou a redução do preço. O voto do conselheiro relator foi aprovado pelo plenário por unanimidade em novembro de 2016. Neste caso, há algumas condenações mas não devidas à prática de preço predatório.

Nota-se que neste caso também não é feita uma análise pormenorizada de forma similar à Portaria n. 70 da SEAE de 2002, porém, um dos motivos que leva ao arquivamento da conduta é sua participação de mercado, que é o primeiro elemento de análise na portaria da SEAE.

3.7 Processo 08700.011205/2014-49

O procedimento preparatório 08700.011205/2014-49(BRASIL, 2014) apresenta a White Martins como representante no mercado de gases industriais e medicinais no Mato Grosso do Sul, da prática de preço predatório no final do ano de 2012. Como comprovação, foram encaminhadas notas fiscais constando o valor de fornecimento e, de acordo com a representante, em 3 casos o preço estava abaixo do preço de custo da White Martins. Em três casos o preço cobrado estava abaixo do preço unitário da White Martins. Em se tratando de preço médio, não pode haver a conclusão da prática de preço predatório pela White Martins, de acordo com a Superintendência Geral. Ainda, a White Martins não apresentou um aumento do *market share* no período de 2012 e 2014. O processo é arquivado em 2016.

Novamente neste caso não há uma análise de acordo com a portaria n. 70 da SEAE, sendo a análise realizada por outros argumentos, como o *market share* e a comparação de custos e preços. Por mais que esta comparação esteja descrita na portaria, entende-se que uma vez que os demais elementos não foram verificados, não é possível concluir que o passo-a-passo foi utilizado.

3.8 Processo 08700.010730/2015-28

O procedimento preparatório 08700.010730/2015-28(BRASIL, 2015) tem como representada a Nuchtech do Brasil Ltda em que a VMI sistemas de segurança expõe que ela está praticando preço predatório nos scanners de raio X no pregão eletrônico n. 13.201/2014. No entanto, não foi possível concluir que tal prática ocorreu de forma efetiva, e sim que a Nuchtech, entrante no mercado, conseguiu ofertar o produto a preços inferiores. Entendendo que não haviam elementos para a análise de preço predatório, até por que a própria VMI foi chamada a exercer o direito de preferência pela proposta ter sido até 10% superior à vencedora, o processo foi arquivado em julho de 2016.

Neste caso, novamente, não há a análise de acordo com a portaria n. 70 da SEAE. Entende-se que neste caso, o que houve foi uma denúncia que o próprio procedimento preparatório conseguiu resolver, não havendo elementos que indicassem a necessidade da análise descrita na portaria. Ainda, nota-se que pela empresa ser entrante, seus preços poderiam estar sendo praticados em montantes inferiores visando uma contestação do mercado, característica básica da concorrência.

3.9 Processo 08700.006499/2016-59

O procedimento preparatório 08700.006499/2016-59(BRASIL, 2016a) diz respeito à denúncia contra a Cascol Combustíveis para Veículos Ltda., no mercado de Gasolina Comum nas localidades de Brasília, a saber: Asa Norte, Asa Sul, Candangolândia, Riacho Fundo, Cruzeiro, Taguatinga e Samambaia. Nota-se que esta rede de postos de gasolina em específico estava sendo administrada por um administrador provisório solicitado via medida preventiva no CADE em função da Operação Dubai, realizada pela Superintendência Geral do CADE em conjunto com o MPDFT e polícia federal. Por conta deste procedimento, o Departamento de Estudos Econômicos realizou uma análise em nota técnica mostrando a variação de preços ao longo do tempo, em que após a mudança de administrador fez com que os preços dos combustíveis realmente caíssem consideravelmente. Mesmo com a redução de preços, não houve evidências de preços predatórios, sendo o processo arquivado em Março de 2017.

Neste caso pode-se verificar que, novamente, não caberia a análise de acordo com a portaria 70 da SEAE de 2002, sendo possível apenas uma análise entre custos e preços. Neste caso em específico, nota-se que a redução decorre de outra ação do CADE no setor, ou seja, ao invés de preço predatório, o que pode ter havido poderia ser um efeito rebote à possível cartelização que poderia estar mantendo os preços artificialmente elevados.

3.10 Processo 08700.008318/2016-29

O procedimento preparatório 08700.008318/2016-29(BRASIL, 2016b) diz respeito à denúncia contra a Uber do Brasil Tecnologia Ltda, que, de acordo com a Associação de Motoristas Autônomos de Aplicativos (AMAA), em que o Uber estaria praticando preço predatório às custas de seus motoristas. Para a Superintendência Geral, caso tal fato fosse verdadeiro, não seria possível que os motoristas seguissem utilizando a plataforma, preferindo utilizar outras formas de emprego que não a Uber. Porém, é possível que em períodos curtos realmente os motoristas apresentem prejuízo. Por conta disso, o processo foi arquivado em outubro de 2018.

Novamente, neste caso não coube a análise de acordo com a portaria da SEAE. Entende-se que, neste caso, por mais que houvesse algumas características como a presença de posição dominante pela Uber no mercado em questão, não há barreiras à entrada. Nota-se uma complexidade pois a estrutura sugerida pela AMAA aproxima-se de um subsídio cruzado em que a Uber utiliza seus motoristas para subsidiar seu negócio, o que seria economicamente inviável. Por conta disso, novamente, não cabe aqui o uso da portaria da SEAE.

3.11 Processo 08700.002532/2018-33

O Inquérito Administrativo 08700.002532/2018-33(BRASIL, 2018a), em que a representada é a Rodopetro, e a representante é a Associação Brasileira de Combate às Fraudes de Combustíveis expondo que a representada deixou de recolher tributos para conseguir praticar preços mais baixos no mercado de etanol hidratado no estado do Rio de Janeiro. Também houve, em 2019 uma denúncia da Raízen para outras empresas a 76 Oil Distribuidora de Combustíveis S/A (“76 Oil”), Minuano Petróleo Ltda (“Minuano”) e Refinaria de Petróleo de Manguinhos S/A (“Manguinhos”). A Superintendência Geral expõe que nenhuma das empresas em questão apresenta a posição dominante, portanto, não haveria sentido para a realização da prática de preço predatório pois a empresa “não teria capacidade financeira, produtiva e de escala para sustentar a prática sem acometer em prejuízos irreversíveis” (BRASIL, 2018a, p. 986). Neste caso, há o arquivamento de tal prática em Agosto de 2020. O conselheiro Luis

Henrique Bertolino Braido fez o pedido de avocação, porém, não sendo esta homologado pelo tribunal do CADE.

No caso em questão, observa-se que há o retorno ao uso da Portaria 70 da SEAE, ainda, que no primeiro ponto já é possível descartar a análise de preço predatório. Em função da ausência de posição dominante, notou-se que não havia condições de sustentar a prática de preço predatório pelas companhias.

3.12 Processo 08700.006955/2018-22

O Inquérito Administrativo 08700.006955/2018-22²(BRASIL, 2018b) apresenta a Petrobrás como representada pela a prática de preço predatório, dentre outras. Neste caso, o Departamento de Estudos Econômicos apresenta uma nota em que algumas das conclusões são: a concentração de mercado da Petrobrás pode permitir certo poder de mercado, que pode ser utilizar “de sua localização geográfica isolada em termos dos mercados mundiais principais para internalizar na sua margem de lucro o custo de transporte.”(BRASIL, 2018b,p.1). Sendo possível que os clusters regionais do Brasil possam reduzir os ganhos de bem estar, dentre outros.

A partir deste inquérito, surge o Termo de Compromisso de Cessação de Conduta (TCC) entre o CADE e a Petrobrás, em que são obrigatórios alguns desinvestimentos para a melhoria do ambiente competitivo.

Nota-se que neste caso não há a análise pela Portaria n. 70, uma vez que a própria Petrobrás já concordou com o TCC, ou sejam em se cumprindo, o processo será arquivado.

4 CONCLUSÃO

O presente artigo teve como objetivo analisar os casos que foram concluídos pelo CADE entre 2012 e 2021, no que diz respeito à prática de preço predatório. A análise de preço predatório é detalhada na portaria SEAE n. 70 de 2002, em que são descritas as etapas da análise.

No período, foram concluídas 11 processos de preço predatório e um dos processos está suspenso em função da assinatura de um termo de cessação de conduta (TCC) com a Petrobrás. Ou seja, não houve, entre 2012 e 2021, nenhuma condenação da conduta de preço predatório. No processo 08012.010744/2008-71, que a conselheira Cristiane Alkmin expõe que houve a prática de preço predatório, porém, com o objetivo de incentivar às empresas a participar do cartel, ilícito em que houve a condenação.

Nota-se que dos casos, os dois primeiros eram sobre o mercado de refrigerantes, e há três casos relacionado ao mercado de refino e distribuição de combustíveis. Os demais mercados são variados e há alguns casos em que as evidências são oriundas de licitações, como o caso dos Scanners de Raio X, Produtos PKU e Anti-Retrovirais.

A portaria da SEAE foi utilizada como Guia em quatro casos no período. Ainda, em três casos o CADE ou a SDE expõe pela não-existência de posição dominante, e em um dos casos é exposto que não há barreiras à entrada. Quanto aos demais casos, em alguns processos o que ocorre é uma acusação sem uma comprovação que possa ser sustentada, ou mesmo informações que passam a ser contraintuitivas economicamente, como o caso do Uber, em que, no caso de prejuízo coletivo, não faria sentido os motoristas permanecerem na atividade. Em dois casos é feita a comprovação entre preços e custo, apesar desta não ser uma análise trivial e ser o último

² O processo 08700.001275/2018-12 foi posteriormente apensado ao presente processo.

passo sugerido da portaria da SEAE. No caso de TCC, não há uma análise no processo para além da nota técnica do departamento de estudos econômicos.

Entende-se que a portaria SEAE apresenta uma relação de etapas adequada e que pode continuar sendo utilizada para as análises de preços predatórios, pela forma com que o raciocínio econômico passa a ser formulado a partir de suas etapas. Sugere-se, portanto, que ela siga sendo utilizada nos casos de preço predatório.

REFERÊNCIAS

AREEDA, P; D. TURNER. Predatory Pricing and Related Practices under Section 2 of the Sherman Act, **Harvard Law Review**, 88 (4), 697–733. 1975.

BARA, Zoltán Economic Principles of Predatory (Exclusionary) Pricing in the US and in the EU. Their (Mis)Application in Some Recent Competition Law Cases of the European Community Commission and the Court of First Instance. **Competition**, Vol. 8. No. 1. 26–45.2008.

BAUMOL, W. Quasi-Permanence of Price Reductions: A Policy for Prevention of Predatory Pricing, **Yale Law Journal**, vol. 89. 1979.

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Lei nº 8.884, de 11 de junho de 1994**. Transforma o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) em Autarquia, dispõe sobre a prevenção e a repressão às infrações contra a ordem econômica e dá outras providências. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/18884.htm. Acesso em 3 Nov 2021.

BRASIL. Secretaria de Acompanhamento Econômico. **Portaria n. 70 de 12 de Dezembro de 2002**. Disponível em: http://en.cade.gov.br/cade/assuntos/normas-e-legislacao/portarias/portaria70_2002.pdf/view

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08012.006043/2003-22.2003**.

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08012.004069/2004-17.2004**.

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08012.003882/2007-12.2007**.

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08012.010744/2008-71.2008a**.

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08700.000073/2008-81.2008b**.

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08012.011615/2008-08.2008c**.

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08012.009645/2008-46.2008d**.

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08700.011205/2014-49.2014.**

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08700.010730/2015-28.2015.**

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08700.006499/2016-59.2016a.**

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08700.008318/2016-29.2016b.**

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08700.002532/2018-33.2018a.**

BRASIL. Conselho Administrativo de Defesa Econômica. **Processo 08700.006955/2018-22.2018b.**

BRASIL. **Lei nº 12.529, de 30 de novembro de 2011.** Estrutura o Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência; dispõe sobre a prevenção e repressão às infrações contra a ordem econômica; altera a Lei nº 8.137, de 27 de dezembro de 1990, o Decreto-Lei nº 3.689, de 3 de outubro de 1941 - Código de Processo Penal, e a Lei nº 7.347, de 24 de julho de 1985; revoga dispositivos da Lei nº 8.884, de 11 de junho de 1994, e a Lei nº 9.781, de 19 de janeiro de 1999; e dá outras providências. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2011/lei/l12529.htm. Acesso em 3 Nov 2021.

CHENG, Ho Fung Griffith. An economic perspective on the inherent plausibility and frequency of predatory pricing: the case for more aggressive regulation. *EUROPEAN COMPETITION JOURNAL*, v.16, n.2-3, p.343-367.2020.

FAGUNDES, Jorge e KANCZUK, Fabio. Preços predatórios: testes e avanços recentes. *Revista do IBRAC*, São Paulo, v. 13, n. 2, p. 37, 2006.

KOBAYASHI. The law and Economics of Predatory Pricing. 2008.In: **George Mason University Law and Economics Research Paper Series.**

JOSKOW, KLEVORICK . A Framework for Analyzing Predatory Pricing Policy. **Yale Law Journal**, vol. 89.1979.

IBRAC. **Guia de Condutas Unilaterais.** Disponível em: https://ibrac.org.br/UPLOADS/Eventos/497/IBRAC_-_Guia_de_Condutas_Unilaterais.pdf. 2020.

POSNER, R.A **Antitrust Law: An Economic Perspective.** University of Chicago Press. 1976.

SOARES, Thiago Alves Duarte Faerman. Preço Predatório: Em busca de um sistema de avaliação condizente com as diretrizes do SBDC. **Revista de Defesa da Concorrência.** v.2,n.1,2014,p.33-63.

WILLIAMSON, Oliver. Predatory Pricing: A Strategic and Welfare Analysis, **Yale Law Journal**, 87. 1977.

Indicação da Área escolhida: Macroeconomia Aplicada

Classificação JEL do trabalho: O43, N16

State Capacity, economic freedom and GDP growth for Latin America.

José Carlos Munhol Júnior¹, Leonardo Bornacki de Mattos²

¹ – Aluno de mestrado do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, UFV.

² – Professor Doutor do Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, UFV.

State Capacity, economic freedom and GDP growth for Latin America.

Abstract.

This study seeks to verify whether political-*institutional characteristics (State Capacity), economic freedom and* interaction effects between them, explain variations in the economic growth of Latin American countries. In a first step, an aggregate index of aspects about the institutions of that region is constructed through a Principal Component Analysis; in a second stage, the index constructed as an explanatory variable is used, in an econometric model for panel data of fourteen nation states, from 1890 to 2019. The panel is estimated by measuring fixed and random effects. The results show that both the interaction effect and the state capacity index are significant and can explain variations in gross domestic product growth per capita for the nations of the region, according to the sample.

Keywords: State capacity, economic freedom. Growth, institutions, Latin America.

(JEL 043, N16).

Resumen.

El objetivo de este estudio es verificar si las características político-institucionales (Capacidad del Estado), la libertad económica y los efectos de interacción entre ellos explican las variaciones en el crecimiento económico de los países latinoamericanos. En un primer paso, se construye un índice agregado de aspectos sobre las instituciones de esa región a través de un Análisis de Componentes Principales; en una segunda etapa, se utiliza el índice construido como variable explicativa, en un modelo econométrico para datos de panel de 14 estados-nación, de 1890 a 2019. El panel se estima midiendo efectos fijos y aleatorios. Los resultados muestran que tanto el efecto de interacción como el índice de capacidad estatal son significativos y pueden explicar variaciones en el crecimiento del Producto Interno Bruto per cápita, para las naciones de la región, según la muestra.

Palabras clave: capacidad estatal, libertad económica. Crecimiento, instituciones, América Latina.

1- Introduction.

To understand the relationship between the performance of a certain arrangement of political institutions that affect economic growth, which is the main objective of this article, we use *how State Capacity* together with free economic institutions affect the economic outcome. The analysis will be taken to the context of Latin American countries, more precisely countries in North, Central and South America. Still within the panorama of the research objectives, the historical cut is limited to the Republican period that the Latin nation states are in, from 1890 to 2019 (last year of the data clipping). The fact that the countries of the region have a history of Iberian colonization means that institutional development can be aggregated and studied compared to the performance research of those institutions inherited from Portugal and Spain.

One of the prominent lines of research, from the theoretical and empirical point of view within economic sciences is the study of how certain arrangements of social, political and cultural institutions relate to long-term economic growth (North, 1990). Following a tradition of *research in economic growth*, along with other approaches to the social sciences, the relationship between institutions and growth of national economies can be modeled theoretically from institutional comparative studies, through contemporary political economy (Acemoglu, Moscona and Robinson, 2016), until reaching the modern macroeconomics of post-World War II growth.

In economic history, the institutional context affecting the modern economic growth of nation states can be read in several keys of understanding, different types of what is meant by functioning and effectiveness of rule arrangements, until reaching the *concept of State Capacity* (SC), from works and seminars of Weingast (1989), North (1990) and Cox (2012). It is precisely with the relationship between SC and increased aggregate income that we have one of the prominent research subareas from the end of the last century to the beginning of the 21st century.

The framework and scenario that justify the choice of how good political institutions are - read here as *State Capacity* and formal arrangement for economic freedom - in the growth of economies is aligned with recent jobs and discussions (Besley and Persoon, 2009; Karaman and Pamuk, 2013; Dincecco and Kartz, 2016; Murphy, 2019), in several fields of research associated with each other.

The contribution of this article is to bring new discussions to the context of Latin countries as a basis for the aforementioned works, modeling the variables in order to have a state capacity index, alongside a proxy for *economic* institutions, which will be read here as government participation over time in sectors of the economy. The latter as an additional modification in terms of explanatory variables, due to similar research in the area of CS (Murphy and O'Reilly, 2020). The present article does not cease to dialogue with the literature of economics that associates economic freedom with the growth of gross domestic product (GDP), but the main hypothesis of this work is to verify the degree of complementarity or not between free economic institutions (IEL) and state performance - the SC - in the long-term growth of the chosen nations.

The coverage of empirical data underlies a panel of fourteen (14) countries from 1890 to 2019, bringing the dependent variable that is GDP growth rate per capita, along with independent variables, which will be state control in the economy and four other indicators that

will form the aggregate capacity index of the state. The construction of this panel was done using the *V-DEM Institute database*.

In addition to this introduction, the article is structured in other sections: (2) review and theoretical reference about *State Capacity, economic freedom and growth economics*; (3) methodology and description of the data; (4) analysis and discussion of results; (5) conclusive comments.

2- *State Capacity, economic freedom and growth.*

In the Social Sciences and more precisely in Political Science, the study of aspects related to the understanding of the State (*Leviathan*), as its own institution and all its surroundings, as organizations linked to it is a scientific matter for decades; the concept of a political order being derived from the existence of this institution or being a necessary and sufficient condition for economic peace and prosperity to prevail, is also of analytical interest (Fukuyama, 2011 and 2014).

For now, the interest is in analyzing how a monopolistic institution of legal violence – the State – can be contextualized and defined from how it itself works and implements its decisions, starting from the premise that state control is an inherent part of those who govern. That is, we have that governments are the way of state action to operate in practice, through procedures, laws, regulations, orders, under a territory and populations demarcated in a geographical dimension. Regardless of the moral legitimacy in which the exercise of state power is carried out in the form of control and legislation, what is to be understood is whether all state actions can be effective, perform well and be implemented with some *reasonable degree of enforcement* (Mitropolistki, 2011).

Given that effectiveness, functioning, ability to maintain a territory, policy financing and application make up *Leviathan*, the concept of State Capacity is *derived*. In this sense, *CS* is a way of verifying whether the exercise of political power is possible and if possible, if this is done within some measure of quality and fine adjustment of state actions over some time frame.

Throughout the development of the discipline of Political Science, a wide range of own topics related to and related to SC gained body. With a state-building capacity of a global trade order, through studies of military and international security, to relations of bureaucracy, corruption and macroeconomic stability (Khemani, 2019).

Deriving from a theoretical-analytical framework from which a given State performs well the tasks it tries, the construction of measures and indicators of state capacity is common in this type of theme. Effectiveness of the government in protecting its territory, and citizens, conditions and sources of tax revenue, security and external defense, quality of democracy, free elections, freedom of expression, are some, among thousands of dimensions to which one can infer *indicators of SC*.

Starting for studies in the area of economic growth and political economy, the theme of *CS* has not ceased to be outside the theorization and empirical studies, gaining momentum with discussions within the academy and in the normative debate of public and party policies, along the axes of the ideological political spectrum (Savoia and Sen, 2015; Stringham, 2015; Piano, 2019; Cowen, 2020).

In addition to debates involving whether state capacity is the cause or consequence of economic growth, another variable that is economic freedom, and here understood in a broad philosophical and technical sense, has also gained research body in the economic sciences, gaining developments of the most recent (Murphy and Lawson, 2018).

Economic freedom (LE) means the conditions that are given, both by governments and/or human societies, for the peaceful exercise and ordering of activities of production, distribution and consumption of goods and services, respecting free exchanges between agents in an economy, within a price system, with minimal state and third-party interference. Economic freedom is seen within a broader framework, where the market economy is a system of voluntary social cooperation, aiming at mutual gains of the parties involved, provided that there is respect for what is marketed, in the form of free and clear contracts (Rothbard, 1962).

The way to instrumentalize this type of concept (LE) *in the economic growth literature* is also varied, starting from conventional measures of economic freedom indices - *The Heritage Foundation* and *Fraser Institute* - reaching measures constructed from varied clippings. Synthesis of multivariate characteristics of institutional aspects of a nation state can be compiled and aggregated into a formula or abstracted commonalities of various disaggregated indicators. Examples are the most varied.

The integration between the two dimensions - *the SC* and economic freedom - explained in the paragraphs above is not trivial, given a theoretical point of view that assumes that the actions of a nation state can undermine the economic freedom of its citizens, and that what the state does - does not matter whether effective or not - is not indifferent to the free exercise of individuals in the activities of an economy. More precisely, and in the case of the two dimensions mentioned, economic growth generates greater state capacity, due to greater opportunity for disposable income to be taxed by a State, refeeding the desire of governments to protect what is produced, or the reverse?

Nor is it so evident that specific and detailed state capacity affects variables such as physical capital, work and technological innovation in exogenous and endogenous growth models.

It is not clear, depending on whether we place economic growth as an explanatory or explanatory variable, *whether or not State Capacity is* relevant, complementary or substitute for economic freedom (Geloso and Salter, 2020). The literature of political economy has advanced both on the side of treating economic growth as a generator of good formal and informal institutions (Caplan, 2018), as well as in the beginnings of the use of the concept of state capacity by economists of the New Institutional Economy, in order to explain the modern growth of economies.

In view of the above considerations, a particular discussion that is also present in the debates of political economy of growth is how certain institutions pro-economic freedom (private property rights, degree of interference in sectors in the economy, robust monetary system, international free trade, low taxes, minimum state, etc.), can (if they can) be combined with a good functioning of institutions and public policies; aiming at the latter not to distort the market economy, aiming to fulfill the most varied purposes (distributive justice and etc.), in addition to the proposal of classical liberal philosophy. Numerous debates have already been made and the proposal to merge, at least in the American context, the libertarian philosophy and a certain institutional framework that protects individuals, but which guarantees some few conditions of educational and health opportunities, is not outside the research agenda (Lindsay, 2006).

Porting, discussions *between State Capacity (SC)* and economic growth lead to the most diverse research paths, since the consensus of which variables are explained or explain, bring the debate of endogeneity.

3. Methodology.

In the present research, two statistical methods are being working to achieve the desired results, which are the application of a multivariate statistical technique, the Principal Component Analysis, aiming to build an aggregate index, from four other variables of political-institutional nature; and panel data econometrics, checking for fixed and random effects among explanatory variables.

3.1.1- Analysis of Main Components of study variables.

In the specific case of the article, the referred technique is applied to a set of four variables, from fourteen Latin American countries, over 13 periods between 1890 and 2019. The form of description and periodization criterion used in the article will be best explained in the section on data description.

The variables are *Particularistic or Public Goods*, *Public Sector corruption index ordinal*, *State Authority over Territory*, *State Fiscal Source of Revenue*.

Certain statistical conditions and criteria need to be established for what PCA use can be used in the data of the above variables, so that the main components can be used as an indicator, and the latter to be a variable in a major component regression for panel data. The first criterion is to obtain a Determinant of **the Correlation Matrix, which** aims to verify whether the data matrix can be rotated: the value of 0 indicates that the matrix cannot be rotated, the case being the insertion/exclusion of variables. According to the criterion is to verify whether the diagonal of the **Anti-image** Matrix presents normalized values (between 0 and 1.0) that indicates the degree of adjustment of each variable to the factor analysis. The third criterion is the **Kaiser-Meyer-Olkin** Test (KMO) which presents normalized values (between 0 and 1.0) and shows what is the proportion of variance that the variables as a whole present in common or the proportion of this that are due to common factors. A test with a value below 0.5 indicates that the dataset is not indicated for the use of the technique. The closer to 1.0, the better the adequacy of the data. A fourth criterion is a second test, which is **Bartlett's Sphericity** which is based on the Chi-square distribution and tests the null hypothesis (H0) that the correlation matrix is an identity matrix, that is, there is no correlation between the variables.

After these criteria are applied, the extraction of the main factors is done using the factor loadings, via matrix operations in the diagonal matrix of the data. For more details of the mathematical operations involved, see Fávero, et al (2009) and Shaw (2013).

It is from the factor loadings of the main components that are used as the values in the new variable, which in this case is an indicator, based on the number of summarized observations of the data of the original variables.

Because there is no strict meaning for economic interpretation, the output of the Principal Component Analysis needs to be contextualized, based on how the original variables that make up the aggregate index are measured. The measurement of the original unknowns is made via questionnaires, whose answers are ranked from 0 to 4, in which the gross result is normalized, divided by the standard deviation. The details are in the description section of the data.

3.1.2- Empirical model.

The second methodological strategy to obtain the search results is to estimation the parameters of a balanced short panel. At first, it is verified that there is variation *between* (*between group*) or *"within"* (from within the group). This first step is intended to verify if there are variations over time or between each *Cross-sectional unit of* the panel, generating desirable properties of estimators.

A statistical summary table containing the values "between" and "within" are in the article.

For the purpose of this study, we have that the panel data model used is fixed effects (FE) which will be compared to that of random effects (RE), and in the latter the hypothesis is that the alpha coefficient is not correlated with the error term π_i . Already for the fixed effects model it is assumed that the term alpha is correlated in some way with the error term. So this way the new error term is $u_{nT} = \alpha_i + \pi_{nT}$. The equation is:

$$Y_{nT} = \alpha_n + \beta_{nT}X + \pi_{nT} \quad (1).$$

Where the alpha coefficient captures the individual effects of each cross-sectional unit.

Thus, the use of estimators from outside or within the group is important so that inconsistent estimates are not available, such as in the FE model.

For the random effects model, the appropriate estimator is the MQGF (minimum generalized squares feasible), where this method is appropriate in situations in which the variance of errors is not the same or certain correlation between the residues.

The functional specification of the model is assumed to be:

$$GDPpcgrowthrate_{nT} = \alpha_n + \beta_{1nT}StateOwnershipofEconomic + \beta_{2nT}StateCapacityIndex + \beta_{3nT}GDPpcgrowthrate_lag1 + \beta_{4nT}GDPpcgrowthrate_lag2 + \pi_{nT} \quad (1)$$

In which the n and T subscripts denote each cross-sectional unit, $n1... n14$ and each period $T1... T13$ respectively. The description and measurement of each variable is in section 3.2 of this article.

In the present study, the results of the estimation of parameters are analyzed in terms of variation of standard deviation units, both for the EF model and for the ER model. The methodological justification is to give the maximum interpretation to the dependent variable that measures an economic magnitude, given the independent variables that are measured, via questionnaires, whose answers are placed in a Bayesian model. The maximum economic interpretation is the target to be sought, even in the face of difficulties in measuring it differently from the variables of interest.

A second step in analyzing the respective panel models is to compare or juxtapose the fixed and random effect models using the Hausman Test. More precisely this type of test investigates under the null hypothesis, if there are no systematic differences between the coefficients of the explanatory variables, adopting the following rule: If $H_0 (\beta_{RE} \neq \beta_{FE})$ is not rejected, then the fixed effects model is more appropriate, in terms of parameter estimates, than the random effects model. This test has the characteristic of being a post-estimation of panel data models.

3.2-Description of the data.

The database used in this article comes from the Varieties of Democracy Institute (V-Dem), which is a research organization on indicators of democracy and institutions around the world, at the national and subnational level. The V-Dem database contains more than 200 indicators, formulated by researchers, through questionnaires compiled in a historical clipping from 1789 to the present.

The countries analyzed are Argentina, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Mexico, Nicaragua, Paraguay, Peru, Uruguay and Venezuela.

Precisely for this research, seven variables of V-Dem were extracted: the growth rate of GDP per capita (*GDPpcgrowthrate*), state control in the economy (*StateOwnershipofEconomic*), the provision of private or public goods in each country (*ParticularisticorPublicGoods*), the control and authority of each state (*StateAuthorityoverTerritory*), the tax revenue source (*StateFiscalSourceofRevenue*), an indicator of public sector corruption (*PublicSectorcorruptionindord*), the last four variables are the ones that make up the creation of the State Capacity Index for use in panel regression.

Below are descriptive statistics about the variables that are used for the composition of the State Capacity Index:

Table 1 – Descriptive Statistics.

	Average	Standard error	Analysis N
<i>ParticularisticorPublicGoods</i>	-0,49890	1,317747	182
<i>StateAuthorityoverTerritory</i>	86,87148	15,099897	182
<i>StateFiscalSourceofRevenue</i>	0,73333	0,940270	182
<i>PublicSectorcorruptionindord</i>	0,33286	0,314842	182

Source: author's own elaboration.

The way to aggregate the answers of the questionnaires to the variables, as well as the methodological details can be found in the V-Dem Codebook in (Coppedge, Michael, et al., 2020).

For practical purposes of this article, it is sufficient to know that the answers to the questions contained in the annex of this article are punctual estimates almost always standardized following a normal standardized Z distribution, in a range of -5 and +5.

The historical cutout of all variables was for a period between 1890 and 2019. More precisely, the periodization was not done annually; an empirical strategy of division into decades was chosen, totaling 13 time units in 130 years. The justification of this is in line with the objectives of analyzing economic growth, as well as the other variables, in terms of longer changes that affect subsequent periods, trying to remove short-term components (from one year to the next, from the institutional and economic point of view).

4- Presentation and discussion of the results.

This section will be subdivided into two parts; the first will contain the results of the Principal Component Analysis made for the variables contained in the V-Dem database. A second section is dedicated to the results of panel data regression, as well as quantitative and qualitative evaluations.

4.1 V-Dem and Principal Component Analysis.

For the application of principal component analysis to the data of the variables of political-institutional nature, contained in the V-Dem, it was necessary to follow the series of statistical conditions, as exposed in the methodology of this article. Following the first criterion, which is the Determinant of the correlation matrix, the following result was:

Table 2 – Correlations for variables in PCA.

Matrix of correlations ^a					
Correlation		<i>Particularistic or Public Goods</i>	<i>State Authority over Territory</i>	<i>State Fiscal Source of Revenue</i>	<i>Public Sector corruption ind. Ord.</i>
	<i>Particularistic or Public Goods</i>	1,000	0,239	0,366	0,710
	<i>State Authority over Territory</i>	0,239	1,000	0,386	0,325
	<i>State Fiscal Source of Revenue</i>	0,366	0,386	1,000	0,418
	<i>Public Sector corruption ind. ord.</i>	0,710	0,325	0,418	1,000

a. Determinant = 0.331

Source: own elaboration made through ibm SPSS Statistics software.

The main effect of the correlation matrix above is to show that it can be rotated, that is, it can be reversed and the operation of linear transformations on the data is allowed. In the case in question, we have that the determinant is greater than zero; if it were zero the main component technique would be impossible to do.

A second criterion is whether the diagonal of the Anti-Image Matrix presents normalized values, between 0 and 1.0, which indicate a good fit of each variable to factor analysis. Values close to 0.5 (in visual highlight) are indicative that PCA can be used. The *outputs* are in table 4. All values highlighted diagonally are satisfactory and meet the criteria for applying the main components to the data.

A second set of criteria for applying THE PCA to the data is the *Kaiser-Meyer-Olkin* test and *bartlett's sphericity test*. Given the KMO test methodology seen earlier, the results are in table 3. The results for both the KMO and the significance of the null hypothesis that the identity matrix exists are representative; that is, we can finally extract key factors from the data.

Table 3. KMO and Bartlett Test

<i>Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy.</i>		0,658
<i>Bartlett's Scouting Test</i>	Approx. Chi-square	197,760
	GI	6

Itself.	0,000
---------	-------

It remains to be seen how much of the explained variance is captured by each main component, the eigenvalues, as well as the factorial scores that properly form the State Capacity Index to use as a regressor. This information is in the tables below.

Table 4 – Anti-image for PCA.

Anti-image matrices					
		Particularistic or Public Goods	State Authority over Territory	State Fiscal Source of Revenue	Public Sector corruption In. Word.
Anti-image covariance	Particularistic or Public Goods	0,490	0,013	-0,066	-0,309
	State Authority over Territory	0,013	0,818	-0,228	-0,098
	State Fiscal Source of Revenue	-0,066	-0,228	0,746	-0,105
	Public Sector corruption ind ord	-0,309	-0,098	-0,105	0,455
Anti-image correlation	Particularistic or Public Goods	0,613 ^a	0,020	-0,109	-0,654
	State Authority over Territory	0,020	0,736 ^a	-0,292	-0,161
	State Fiscal Source of Revenue	-0,109	-0,292	0,779 ^a	-0,181
	Public Sector corruption ind. Ord.	-0,654	-0,161	-0,181	0,618 ^a
The Sampling adequacy measures (MSA)					

Source: own elaboration made through ibm SPSS Statistics software.

According to table 5, we have only one major component that could be extracted. This component explains more than 56% of the variance associated with all four explored variables, with an auto value of about 2.24 that is given to component number 1 (see first column, first row). In the table below is the Score Coefficient Matrix, which helps us understand how each variable relates to the score of the calculated factor; in this case we get only one factor. Correlation values greater than 0.1 are satisfactory, which is precisely the case for our data.

Table 5. Total variance explained

Component	Initial autovalues			Stakes for extracting squared loads		
	Total	% variance	% cumulative	Total	% variance	% cumulative
1	2,246	56,157	56,157	2,246	56,157	56,157
2	0,879	21,967	78,123			
3	0,592	14,792	92,916			
4	0,283	7,084	100,000			

Source: own elaboration made through ibm SPSS Statistics software.

The last step is to extract the main factor 1 which explains most of the variance. It is precisely this instrument that is our final index. Because it is a regressor in a panel data model its values are tabulated through the option in the SPSS Statistics software; value is found in the annex to the article. The descriptive statistic of the SCI is below:

Table 6. Component score coefficient matrix	
	<i>Component</i>
	<i>1</i>
<i>Particularistic or Public Goods</i>	0,360
<i>State Authority over Territory</i>	0,266
<i>State Fiscal Source of Revenue</i>	0,316
<i>Public Sector corruption ind ord</i>	0,381

Source: own elaboration made through ibm SPSS Statistics software.

4.2 - Econometric analysis.

After obtaining one of the explanatory variables using the multivariate statistical method, the regression model for panel data is estimation. As a first step, it was ascertained whether the variation occurs within the group ("within") or between groups ("between"). As a result, it was first obtained (what was expected) that the variation "between" is total for the dimension "Country" and the variation "within" predominates in the dimension "year". This is only in accordance with the fact that cross-section units are invariant in time and the reverse for time periods. Details of the standard deviation of each variable can be found in table 9.

Table 7 – Econometric Analysis

	<i>Country</i>	<i>Year</i>	<i>GDPpcgrowthrate</i>	<i>StateOwnership of economy</i>
overall	4,04	3,75	0,024	0,836
between	4,18	0	0,0071	0,381
within	0	3,75	0,023	0,751
	<i>Interaction Effects</i>	<i>GDPpcgrowthrate_lag1</i>	<i>GDPpcgrowthrate_lag2</i>	<i>StateCapacityIndexPCA</i>
overall	1,24	0,025	0,024	1
between	0,667	0,0077	0,0078	0,742
within	1,06	0,024	0,023	0,696

Source: author's own elaboration.

Because it is the predominant "within" variation in the model variables, the most appropriate was the use of the respective estimator for fixed effects. The estimation was applied

to the functional equation in (1) and to variations of the original model, taking into account some selected variables, while others were not incorporated into the models. This is intended to compare the models in question.

As table 8 shows, the various specifications of the models result in insignificant p-values for the proxy parameter for free economic institutions (*StateOwnershipofEconomy*), both in the model that takes into account only the State Capacity Index, and in the equation that brings the interaction effect ($X_1 \times X_2$). See models 1 through 4 in the table.

The lack of statistical significance for the variable X_1 in a fixed effects panel may be related to the multifaceted clipping of countries, where the importance of economic freedom is relative is by itself cannot explain a variation in the growth rate of GDP per capita. This partial result is not shooting at findings in the literature of economic growth in panel data, but does not match what it is, for example in studies that have found positive marginal effects for economic freedom (Murphy and O'Reilly, 2019). It should be emphasized that the proxy used for LE is different from similar research in the area, such as the use of indexes from the *Fraser Institute*. The approach used here for economic freedom has the advantage of producing a longer-term indicator than conventional measures, such as that of the Heritage Foundation and Canada's own Fraser Institute, making it difficult to measure robustness between the proposal of this study and the other organizations cited.

In relation to SCI, its statistical significance at the level of 5% is present, as specified in model 2 and not significant for model 4. When taking into account functional equation 1 (model 4 in the table), we have the case that no independent variable has relevance to explain variations in the growth rate of GDP per capita, being the case that *the proxies* used are not adequate, or even if the channel of their relationship is through the factors of capital production and work, which better explain the variations in the product of the countries in the sample.

What is clear is that the performance or effectiveness in which the State implements its decisions - the capacity of the State - is relevant to explain variations in Y ; an increase of one unit in terms of standard deviation is responsible for a 0.009 change in gdp growth rate per capita, taking into account only this explanatory variable. Other econometric results of this model are in the annexes of the article. Similar to the previous result, but using only the interaction effect between SCI and economic freedom, we have statistical significance of the parameters, according to model 3 of the table. An increase of one unit in terms of standard deviation causes Y to increase by 0.0063. In this last exit, we have the case in which the hypothesis of complementarity between economic freedom *and State Capacity* occurs in the data sample.

Table 8 – Analysis for fixed effects.

Fixed effects				
GDPpcgrowth rate (Y)	1	2	3	4
StateOwnership ofeconomy (X₁)	0,0011	-0,0001	-	0,0005
	0,642	0,957	-	0,839
StateCapacity IndexPCA (X₂)	0,0059	0,0097	-	0,006
	0,125	0,001	-	0,140
Interaction Effects (X₁ x X₂)	0,0034	-	0,0063	0,0035
	0,19	-	0,000	0,226
GDPpcgrowthrate _lag₁ (X₃)	-	-0,027	-0,016	-0,063
		0,721	0,825	0,451
GDPpcgrowthrate _lag₂ (X₄)	-	-		-127
				0,137
constant	0,016	0,017	0,018	0,0196
	0,0000	0,0000	0,000	0,000
R²	0,06	0,04		
Obs.	182	182	182	182

Source: author's own elaboration.

Regarding the results, controlling for random effects, the statistical significance for the parameters is contained in table 9. It is noticed that as in table 8, the models whose parameters are significant are the same (significance in bold). In the case of random effects, the term α_n contained in equation (1) is not correlated with the error term of the equation.

The great economic significance is to give greater clarity, analyzing both the fixed effects, as well as the random ones, of which political-institutional variables best explain the variation in economic growth. The index constructed from a reduction of other variables was able to explain part of the variation in the growth of the per capita product, provided that it was not together with the other explanatory variables in the same equation. A second point is that economic freedom interacting with a measure of "enforcement" of the State better explains the variations in Y, as seen in the non-significant results of the variable of free economic institutions.

So the two econometric exercises above, the last result is to investigate and distinguish between fixed or random effects. If we have fixed effects, then the RE estimators are inconsistent and the 'within' estimator should be used.

Table 9- Random effects.

<i>GDPpcgrowthrate (Y)</i>	5	6	7	8
<i>StateOwnershipofeconomy (X1)</i>	0,0006 0,792	0,0009 0,688		-0,0003 0,897
<i>StateCapacityIndexPCA (X2)</i>	0,0027 0,35	0,005 0,008		0,0012 0,678
<i>InteractionEffects (X1 x X2)</i>	0,0037 0,106		0,005 0,007	0,0042 0,091
<i>GDPpcgrowthrate_lag1 (X3)</i>		0,0668 0,373	0,069 0,35	0,043 0,594
<i>GDPpcgrowthrate_lag2 (X4)</i>				-0,033 0,682
<i>cons</i>	0,016 0,0000	0,0173 0,0000	0,016 0,000	0,017 0,000
<i>R2</i>	0,06	0,05	0,07	0,06
<i>Obs.</i>	182	182	182	182

Source: author's own elaboration.

Applying a Hausman fixed effects test, to the models (3) and (7), which are better specifications to explain the relationships between the variables, we have to: under the null hypothesis that the coefficients are $\beta_{FE} \neq \beta_{RE}$, what is shown is that the fixed effects estimator is consistent in relation to the random effect estimator; it can be seen that chi-2(2) is 13.93, with a general significance of 0.0009.

5. Conclusions.

After presenting the results for both The Main Component Analysis and the econometric exercises for the panel data, a first point to be raised is about the weak evidence that the *StateOwnershipofeconomy variable* can explain some variation in Y, unless interacted with the *StateCapacityIndex*, in all regressed models. Thus, we have some challenges in relation to the way economic freedom is measured, which did not follow the common measures used in the standard literature of the theme. An alternative strategy to work around the problem would be to develop, either by main components, or other statistical technique, an aggregate indicator of state participation in the economy, together with guarantees of private property rights, in relation to the countries in the sample. These above-mentioned items may direct future work on state capacity and economic freedom, using instrumental variables.

A second point is that although some parameter values are significant - *the case of SCI* and the interaction effect - a larger dimension of varsity for the construction of the State Capacity Index, such as other indicators of quality of democracy, or other state performance measures,

contained in the World Bank, was not taken into account. V-Dem *itself* contains indicators that could richly complement this article,

Given that economic freedom and state capacity are better elucidated about the effects of interaction between them on economic growth, complementarity should not be ruled out beforehand. Given the divergences that one has in the line of research that focuses on the effects of institutions on economic results (or vice versa) of countries and regions of the world, it is not entirely incorrect to find constructive criticisms that should be made to the results of the article.

References.

Acemoglu, D.; Moscona, J.; and Robinson, J. A. (2016) “State Capacity and American Technology: Evidence from the Nineteenth Century.” *American Economic Review* 106 (5): 61–67.

Besley, T., and Persson, T. (2009) “The Origins of State Capacity: Property Rights, Taxation, and Politics.” *American Economic Review* 99 (4): 1218–44.

Cameron, A. Colin; Trivedi, Pravel. K (2009) “*Microeconometrics Using Stata*”. A Stata Press Publication StataCorp LP College Station, Texas

Caplan, B. (2018) “‘State Capacity’ Is a Sleight of Hand.” *Econlog*. Available at [www .econ lib .org/ s t a t e - c a p a c i t y - i s - s l e i g h t - o f - h a n d /](http://www.econlib.org/state-capacity-is-sleight-of-hand/) (June 5).

Cowen, T. (2020) “What Libertarianism Has Become and Will Become: State Capacity Libertarianism.” Available at [www .marginalrevolution .com](http://www.marginalrevolution.com) (January 1).

Coppedge, Michael, John Gerring, Carl Henrik Knutsen, Staffan I. Lindberg, Jan Teorell, David Altman, Michael Bernhard, M. Steven Fish, Adam Glynn, Allen Hicken, Anna Lührmann, Kyle L. Marquardt, Kelly McMann, Pamela Paxton, Daniel Pemstein, Brigitte Seim, Rachel Sigman, Svend-Erik Skaaning, Jeffrey Staton, Agnes Cornell, Lisa Gastaldi, Haakon Gjerløw, Valeriya Mechkova, Johannes von Römer, Aksel Sundtröm, Eitan Tzelgov, Luca Uberti, Yi-ting Wang, Tore Wig, and Daniel Ziblatt. 2020. "V-Dem Codebook v10" Varieties of Democracy (V-Dem) Project.

Cox, G. W. (2012) “Was the Glorious Revolution a Constitutional Watershed?” *Journal of Economic History* 72 (3): 567–600.

Dincecco, M., and Katz G. (2016) “State Capacity and Long- -Run Economic Performance.” *Economic Journal* 126 (590): 189–218.

Favero, L.P.; Belfiore, P.; Silva, L.A.; Chan, B. Data Analysis: Multivariate Modeling for Decision Making. CAMPUS, 2009.

Fukuyama, F (2011). *The Origins of Political Order: From Prehuman Times to the French Revolution*. New York: Farrar, Straus and Giroux.

_____ (2014) *Political Order and Political Decay: From the Industrial Revolution to the Globalization of Democracy*. New York: Farrar, Straus and Giroux.

Geloso, V., and Salter, A. (2020) “State Capacity, Economic Growth, and Reverse Causality.” Great Barrington, Mass.: American Institute for Economic Research. Available at www.aier.org/article/state-capacity-economic-growth-and-reverse-causality (January 14).

_____ “State Capacity and Economic Development: Causal Mechanism or Corrective Filter?” *Journal of Economic Behavior & Organization*, forthcoming.

Karaman, K. K., and Pamuk, S. (2013) “Different Paths to the Modern State in Europe: The Interaction between Warfare, Economic Structure, and Political Regime.” *American Political Science Review* 107 (3): 603–26.

Lawson, R; Murphy, R; Powell, B, The Determinants of Economic Freedom: A Survey (October 15, 2018). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3266641> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3266641>

Lindsey, B. (2006) “Liberalartarians: A Progressive Manifesto.” *The New Republic* (December 10).

Murphy, R. H. (2019) “The State Economic Modernity Index: An Index of State Building, State Size and Scope, and State Economic Power.” *Economics of Governance* 20: 73–101.

_____ (2020) *Markets against Modernity: Ecological Irrationality, Public and Private*. Lanham, Md.: Lexington Books.

Murphy, R. H., and O’Reilly, C. (2019) “Applying Panel Vector Autoregression to Institutions, Human Capital, and Output.” *Empirical Economics* 57 (6): 1633–52.

North, D. C. (1990) *Institutions, Institutional Change, and Economic Performance*. New York: Cambridge University Press.

North, D. C., and Weingast B. R. (1989) “Constitutions and Commitment: The Evolution of Institutions Governing Public Choice in Seventeenth- Century England.” *Journal of Economic History* 49 (4): 803–32.

Piano, E. E. (2019) “State Capacity and Public Choice: A Critical Survey.” *Public Choice* 178 (1): 289–309.

Savoia, A., and Sen, K. (2015) “Measurement, Evolution, Determinants, and Consequences of State Capacity: A Review of Recent Research.” *Journal of Economic Surveys* 29 (3): 441–58.

Shaw Peter J.A. (2003) *Multivariate statistics for the Environmental Sciences*, Hodder-Arnold

Stringham, E. (2015) *Private Governance: Creating Order in Economic and Social Life*. New York: Oxford University Press.

Annexes:

Description of the explanatory variables contained in the V-Dem database
<i>StateOwnershipofEconomic</i> - Variable not instrumentalized in StateCapacityIndex. Clarification: this question assesses the degree to which the state owns and controls capital (including land) in the industrial, agricultural and service sectors. It does not project the extent of government revenues and expenditures as a portion of total production; in fact, it is quite common for states with expansive tax policies to exercise little direct control (and virtually no property) over the economy. Answers: 0: Virtually all valuable capital belongs to the state or is controlled directly by it. Private property may be officially prohibited. 1: The most valuable capital belongs to the state or is controlled directly by it. 2: Many sectors of the economy belong to the state or are directly controlled by the state, but others remain relatively free of direct state control. 3: Some valuable capital belongs to the state or is directly controlled by the state, but most remain free of direct state control. 4: Very little valuable capital belongs to the state or is directly controlled by the state.
<i>ParticularistorPublicGoods</i> - Clarification: private spending is strictly directed to a specific corporation, sector, social group, region, party or set of constituents. These expenses can be called "bad", "clientelistas" or "private property". Spending on public goods is intended to benefit all communities within a society, although the means to reach poor, needy or otherwise disadvantaged constituents can be tested. The key point is that everyone who satisfies the resource test is allowed to receive the benefit. Your answer should consider the entire budget of social spending and infrastructure. We are interested in the relative value of private spending and public goods, not in the number of accounts or programs that fall into any of the categories. Answers: 0: Almost all social and infrastructure expenditures are particular. 1: Most social and infrastructure expenditure is private, but a significant part (e.g. 1/4 or 1/3) is public goods. 2: Social and infrastructure expenditure is divided equally between particularist and public goods programmes. 3: Most social and infrastructure expenditure sits on public goods, but a significant share (e.g. 1/4 or 1/3) is particular. 4: Almost all social and infrastructure expenditures are public in nature. Only a small part is particularist.
<i>StateAutorithyoverTerritory</i> - Clarification: With this question we seek to judge the extent of the recognition of the state's preeminent authority over its territory. We are not interested here in the perfect control of the state, or whether it is relatively effective compared to other states, but an assessment of the areas over which it is hegemonic, for example, where it is recognized as the preeminent authority and in a dispute of wills, can assert its control over the political forces that reject its authority. Several illustrative examples can help with this encoding. During civil wars, the state's claim to rule is effectively neutralized by insurgent groups (e.g., the Tamil Tigers in Sri Lanka). There are also situations in which criminals or warlords exercise control in violation of state authority (e.g., opium producers in parts of Indochina). There are also cases of failed states where the central government cannot exercise control over a part of its territory (e.g., contemporary Somalia). Here, we ask that you time the size of the territory over which the state has effective control, such as a percentage (%) of the total territory that is officially part of the country. By "officially part of the country" we refer to international law. In cases where international law is not entirely clear, we indicate general understandings. For example, China claims sovereignty over Taiwan, but remains under the control of its own government. For the purposes of this question, Taiwan should not be considered a failure in the control of its territory by the GOVERNMENT of the PRC. Answers: Percentage over the territory.

StateTaxSourceofRevenue - Question: Which of the following sources of revenue does central government rely primarily on to finance its activities?

Answers: 0: The state is not able to raise revenue to finance itself. 1: The state relies primarily on external sources of financing (loans and foreign aid) to finance its activities. 2: The state depends mainly on direct control of economic assets (incomes from natural resources, public monopolies and expropriation of assets inside and outside the country) to finance its activities. 3: The state depends mainly on property taxes (land taxes) and trade (customs duties). 4: The state relies primarily on taxes on economic transactions (such as sales taxes) and/or taxes on income, corporate profits and capital.

PublicSectorcorruptionindord -Question: To what extent do public sector officials grant favors in exchange for bribes, kickbacks or other material incentives and how often do they steal, divert, or divert public funds or other state resources for personal or family use?

Clarification: These are ordinalized versions of the V Dem index of public sector corruption. The original index ranges from 0 to 1.

Source: own elaboration from the V-Dem database.

Economia Social - JEL: Q54, D70, D72

The Effects of the Fundão Dam Disruption in Mariana on the Result of the 2016 Elections

Bruna de Souza Fontela¹, Guilherme Stein²

¹ – Unisinos

² – Unisinos

The Effects of the Fundão Dam Disruption in Mariana on the Result of the 2016 Elections

RESUMO

Em 5 de Novembro de 2015 ocorreu um dos maiores desastres tecnológicos da história brasileira: o rompimento da Barragem de Fundão, em Mariana/MG. Este desastre trouxe à luz a importante conversa entre os temas de meio ambiente, política e economia, e como um processo de fiscalização falho acabou afetando a vida de comunidades inteiras. O desastre da Mariana teve consequências ambientais e econômicas incalculáveis, afetando 41 municípios nos estados de Minas Gerais e Espírito Santo, fazendo com que a população se tornasse mais atenta a este tipo de problema e nas suas possíveis ações em comunidade para evitar que um evento assim se repita. Assim, decidiu-se analisar os impactos do desastre no processo eleitoral afim de verificar se uma menor assimetria de informações seria capaz de impactar ou não as eleições de 2016. Buscando o melhor entendimento do assunto e num futuro auxílio para criação de políticas públicas mais eficiente, este trabalho busca avaliar através do método de Diferença em Diferenças se o desastre da barragem de Fundão em Mariana teve efeito direto sobre o desempenho dos candidatos à reeleição nas eleições municipais de 2016. Os resultados indicam impactos heterogêneos do desastre sobre o desempenho eleitoral dos candidatos. Identificou-se um efeito negativo e significativo no desempenho dos políticos quando os municípios por onde concorreram possuíam estações locais de rádio. Verificou-se também que os candidatos foram recompensados pelos eleitores com um maior número de votos quando seus municípios possuíam Plano de Contingência para situações de emergência. Estas evidências contribuem para a discussão acerca de como desastres tecnológicos afetam o desempenho eleitoral.

Palavras-chave: Desastres Tecnológicos; Diferenças em Diferenças; Economia Política.

ABSTRACT

On November 5th, 2015, one of the greatest technological disasters in Brazilian history occurred: the collapse of the Fundão's Dam, in Mariana/MG. This disaster brought to light the important conversation between the themes of the environment, politics, and economics, and how a flawed enforcement process ended up affecting the lives of entire communities. The Mariana disaster had incalculable environmental and economic consequences, affecting 41 municipalities in the states of Minas Gerais and Espírito Santo, making the population more aware of this type of problem and its possible actions in the community to prevent such an event to repeat itself. Thus, it was decided to analyze the impacts of the disaster on the electoral process in order to verify whether a lesser asymmetry of information would be able to impact the 2016 elections or not. This paper seeks to assess, through the Difference in Differences method, whether the Fundão dam disaster in Mariana had a direct effect on the performance of candidates for reelection in the 2016 municipal elections. The results indicate heterogeneous impacts of the disaster on the electoral performance of candidates. A negative and significant effect on the performance of politicians was identified when the municipalities where they competed had local radio stations. It was also found that candidates were rewarded by voters with a greater number of votes when their municipalities had a Contingency Plan for emergency situations. This evidence contributes to the discussion about how technological disasters affect electoral performance.

Key Words: Technological Disasters; Diff in Diff; Political Economy.

1 INTRODUCTION

On November 5th, 2015, the excess of mining tailings caused the disruption of a dam in the municipality of Mariana, in the state of Minas Gerais. The wave of waste and tailings flowed through all the Rio Doce's Bay, affecting 41 municipalities spread along the states of Minas Gerais and Espírito Santo. The disaster took 19 lives causing serious environmental and economic damage and being classified as one of the biggest dam disasters in the world. Less than 12 months after the accident, on October 03, 2016, Brazil would have local elections for mayor and councilmen. Taking into consideration the size of the incident e the closeness with the elections, it is only natural to ask if the disaster had any effects in the local election for municipalities that were affected by the disruption.

From a theoretical point of view, the effect of a natural or technological disaster on a public administrator's popularity is ambiguous. On one hand, it can be conjectured that the mayor from one of the affected cities, would lose popularity and electoral strength if the population associate him with any kind of blame regarding the disaster. On the other, it is possible to imagine that the crisis created by the incident can be seen as an opportunity for the mayor to step up as a great administrator, which would rise his popularity. Besides that, there is also the possibility that the individual characteristics of each city combined with the event, may amplify, or alter the direction of the electoral impact. For instance, Ferraz and Finan (2008) show that the presence of local radio stations amplifies the negative effect of corruption reports on the mayor's electoral performance. Likewise, it is possible to assume that mayors from municipalities that had an Emergency Plan and were prepared to face disasters, would handle the crisis better and increase their popularity. In this sense, the identification of the casual effect becomes an empirical problem.

This paper has the goal the investigate the casual effect from Mariana's disaster on the electoral performance of mayors who ran for reelection in the affected cities. To do so, the Difference in Differences method will be used aiming to compare the evolution of the total and percentage of votes from mayors of the municipalities affected by the disaster (treated group) against the electoral performance from incumbents from the non-affected cities (control group). Two types of treatment variables were used: an indicative dummy showing if the tailing wave went through the city and a continuous variable that considers the distance from the city to the disaster's epicenter. Heterogeneous effects of treatment were also considered, combining the treatment itself with the fact that the municipality had a Contingency Plan for Environmental Disasters and a local radio station. Results showed a negative effect of the disaster in the total vote for mayors who ran for reelection. Besides that, heterogeneous effects were found regarding the Contingency Plan and the local radio station. Having a Contingency Plan had a positive effect in the electoral performance, while the presence of a local station had a negative effect for the mayors.

This article is divided as following: On Section 2, the disaster is described. On Section 3, there is a literature review regarding the effects of natural disasters on electoral performance. On Section 4, the methodology and variables are described. On Section 5, the descriptive statistics are presented. On Sections 6 and 7, the results are explained, and the robustness test is detailed. Finally, Section 8 concludes the article.

2 MATERIALS AND METHODS

The Mariana disaster can be conceived as a natural experiment in which the mayors of the forty-one cities affected by the dam's runoff were treated to a technological disaster. In this context, the group of candidates for control would be the mayors of cities that were not directly affected by the Mariana disaster. As our objective is to assess the effect of the disaster on the electoral performance of mayors, we need to look at the electoral performance of the treated and control groups before and after treatment. So that we can observe the post-disaster electoral performance, we will consider the

mayors in 2012 who decided to run for reelection in 2016. The methodology to be used will be the method of Difference in Differences. Formally, we can describe the model as:

$$y_{it} = \alpha + \gamma \cdot D_i + \beta \cdot T_t + \delta \cdot DT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where y_{it} is the electoral performance of the mayor of city i at time t , where $t \in \{2012, 2016\}$, D is a dummy that indicates whether the mayor is from a city affected by the disaster, T is a dummy that indicates whether the period is pre- or post-disaster (that is, whether it is 2012 or 2016), DT is the interaction between the two dummies and, finally, ε_{it} it is the idiosyncratic error term. The Difference in Differences method in its simplest form aims to identify the causal impact of a treatment by making two differences: first, a difference is made between the pre- and post-treatment means for each of the two groups - treated and control - and then, a difference between the two previously calculated differences is made, as shown in Table 1. The result of this process results in the parameter δ in equation 1. The hypothesis of identifying this method in the case in question consists in assuming that, in the absence of the Mariana disaster, the trends in the electoral performance of both groups would be parallel and, therefore, would cancel each other out when making the *second difference*.

Table 1: Difference in Differences in Electoral Performance of Mayors

Municipalities	Year	Average Voting	Diff. 1	Diff. 2
<u>Treated (T)</u>	2012	$\bar{y}_{T,12} = \alpha + \gamma$		
	2016	$\bar{y}_{T,16} = \alpha + \gamma + \beta + \delta$	$\beta + \delta$	
Control (C)	2012	$\bar{y}_{C,12} = \alpha$		
	2016	$\bar{y}_{C,16} = \alpha + \beta$	β	
				δ

To measure the mayors' electoral performance, three measures will be used: (i) natural logarithm of the mayor's total votes in each election; (ii) the mayor's proportion of votes and (iii) the logarithm of the proportion of votes. The decision to use the logarithm in two measures is motivated by the possibility that the treatment effect has a relative rather than an absolute effect on electoral performance. As well as for electoral performance, we also consider different interpretations for the treatment of mayors. One interpretation is that all municipalities that were part of the watershed region through which Mariana's waste passed were treated equally. In other words, in this interpretation, the treatment would be discrete and is represented by a binary variable, D . The other interpretation that will be considered is that the treatment received by the affected municipalities was not homogeneous. Municipalities closer to the epicenter, that is, closer to Mariana, would have suffered more than cities further away and, therefore, there is a difference in the intensity of treatment. To capture this heterogeneity of treatment, it was decided to build a variable that measures the distance of each municipality in relation to Mariana. Formally, we have that the distance will be:

$$I_i = \sqrt{(\text{Lat}_M - \text{Lat}_i)^2 + (\text{Long}_M - \text{Long}_i)^2} \quad (2)$$

where I_i is the Euclidean distance of the municipality i in relation to Mariana, Lat_i and Long_i are the latitude and longitude of municipality i and Lat_M and Long_M are the latitude and longitude of Mariana. The measure used for the treatment will be composed of a transformation of the distance I . It is defined as:

$$\Delta_i = 1\{e^{-I_i}\} \quad (3)$$

where 1 is an indicator function that takes the value one if city i was affected by the Mariana waste flood and zero otherwise. For the affected cities, the intensity of treatment is a decreasing function of the distance from Mariana. Note that for affected cities, when $I = 0$, we have $\Delta = 1$ and, when $I \rightarrow \infty$, we have $\Delta \rightarrow 0$. In summary, the treatment is a variable that assumes the value zero if the city was not affected by the flood and, if it was affected, the intensity of the treatment is a decreasing function of the distance from the epicenter.

Equation 1 gives the basic structure of the Diff-in-Diff model, but, in the specific case of Mariana, we chose to include covariates in the equation. There are two reasons for this: first, the inclusion of covariates can correct a potential selection bias. By including covariates in the model, the model identification hypothesis becomes the following: *conditional to the observed characteristics*, the trends in the electoral performance of treated and control mayors are parallel in the absence of treatment¹. Second, the inclusion of covariates that help explain the y variable increases the accuracy of point estimates of the parameters, which helps in identifying the causal impact when it is small.

The covariates included in the model are divided into four groups: political characteristics, municipality characteristics, fiscal characteristics, and volume of intergovernmental transfers. Three dummies were included in the group of political characteristics, the first indicating whether the mayor changed parties between 2012 and 2016, the second indicating whether he belongs to the same party as the president, and the third indicating whether he belongs to the same party as the governor. The first variable was included, as it is possible to conjecture that the change of party may affect the incumbent's chances of reelection, as the change may imply the loss of support from part of the electorate who had voted for the mayor in the previous election. Dummies indicating whether the mayor is from the same party as the president and governor can help explain electoral performance, as the alignment of government programs and ideology can facilitate collaboration between the three spheres of government.

The group of characteristics of the municipality includes six variables: a dummy that indicates whether the municipality is located in the state of Espírito Santo or Minas Gerais; The GDP per capita and the total population of the municipality; a dummy indicating that in 2012 the municipality had a Contingency or Emergency Plan for cases of environmental disasters; and, finally, two dummies that indicate whether the municipality has radios (AM, FM or community) and television generators. Information on GDP per capita and Population are relevant, as they may be related to the level of political competition in the municipality. City halls in richer municipalities with a larger population have more resources to be managed and, therefore, an electoral victory can bring more benefits to the winner. A contingency plan dummy was included as it can affect the treatment effect. Municipalities that have contingency plans for disasters can offer the mayor greater state capacity to deal with natural or technological disasters such as Mariana. Finally, radio and TV dummies were incorporated, as it is plausible that the presence of local media affects political competition in the region and, therefore, impacts the mayor's electoral performance.

The group of fiscal characteristics includes three variables: tax revenue, health expenditure, and education expenditure, all expressed in per capita terms. The inclusion of tax revenue is justified, as higher revenues in election years allow, all the more constant, the realization of greater discretionary expenditures. Spending on health and education is included, as a greater provision of public goods can be rewarded by the electorate in the form of increased voting. Finally, the volume of transfers from the union in per capita terms is included as a covariate. The rationale for including this variable is that higher transfers from the union relax the budget

¹ In general, biases will appear in the estimator whenever there is some type of unobservable characteristic that varies over time and simultaneously affects the outcome variable and participation in the program. (FILHO et al., 2012)

constraint, allowing the mayor to spend more at election times.

2.1 DATA

The data in this work consist of political, socioeconomic and fiscal information from the municipalities of the states of Minas Gerais and Espírito Santo, being collected at Brazil Finances (FINBRA), at the Electoral Repository of the Superior Electoral Court (TSE), at Basic Municipal Information Survey (MUNIC) and at the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) database.

The Electoral Data Repository is a compilation of raw election information, dating back to 1945, aimed at researchers, the press and people interested in analyzing voter data, candidates, results, and accountability. All files provided are in TXT format and can be imported into any statistical program, database, or spreadsheet. Data on candidates and election results from 1994 to 2002 are incomplete, a review of the data sources is being carried out and, as work is completed, the files will be replaced.

The dependent variable in the study seeks to identify the electoral performance of mayors. This variable is obtained from the Superior Electoral Court (TSE) database. The Repository will be used to collect data referring to the municipal elections of 2008, 2012 and 2016, for the states of Minas Gerais and Espírito Santo. Variables that designate the candidate's reelection or not are also obtained from the TSE database, in addition to dummy variables that show the following candidates' situations: (1) whether the candidate won the 2012 and 2016 elections; (2) whether the candidate won the election in 2012, but lost in 2016; (3) if the candidate won the 2008 and 2012 elections, therefore, he cannot run for reelection in 2016; and (4) if the candidate won in 2012, but does not appear as a candidate in the 2016 elections. Thus, it becomes possible to identify the candidates who ran for reelection in 2016 and their possible successors. Information was also collected on the number of turns in the electoral processes, total and percentage of votes for each candidate in each election, party, and coalition for which the candidate ran, and the status of the candidacy: elected or not elected.

FINBRA, also known as Finances of Brazil, is the name of the database formed by the accounting, budget and financial information sent by the federation entities to the National Treasury, in compliance with art. 51 of Law 101/2000, Fiscal Responsibility Law. As of 2001, the municipalities began to send annual accounts statements to the National Treasury, using paper forms and diskettes that were delivered to a Caixa Econômica Federal agency, which, in turn, entered this information in the Accounting Data Collection System of Federation Entities - SISTN

Through FINBRA, data will be collected from all municipalities in the states of Minas Gerais and Espírito Santo, regarding their Annual Account Statements. These statements include consolidated information from direct administration bodies, indirect administration entities (municipalities, foundations, special funds, dependent state-owned companies) and all public authorities. Contains the Balance Sheet, the Statement of Equity Variations and budget information (execution of budget revenues, budget expenses, expenses by function and execution of balances payable). Among the available data, Budget Revenues will be used, with a focus on Tax Revenue and on Intergovernmental and Union Transfers. While on Expenditures by Functions, the data used will be with emphasis on the Health and Education accounts.

From IBGE, the Gross Domestic Product (GDP), population and Gross Added Value (GVA) of the following sectors are obtained: Agricultural, Industrial and Services. All variables were obtained for the states of Minas Gerais and Espírito Santo, between 2008 and 2016. In addition, data from the Basic Municipal Information Survey (MUNIC) will be used. The themes and questions addressed in its basic questionnaire are raised annually and aim to respond to the information needs of society and the Brazilian State, with a view to consolidating an updated statistical and cadastral database that provides a relevant set of evaluation and monitoring indicators of the institutional and administrative frameworks of the municipalities.

Data from MUNIC 2012 will be used, especially information taken from the environment session on Contingency or Emergency Plans in the municipalities. Thus, helping to identify whether the fact that the locations that have the plan and, logically, should be better prepared for disaster situations, end up having some effect on the number of candidates' votes in the election. Data from the Culture session will also be used, focusing on information about the municipality having or not an AM and FM radio station, in addition to local TV generators. There is evidence in the literature that points to a negative effect on the percentage of votes of candidates in places that have this means of communication, since the population is better informed, generating greater engagement in controlling government actions.

The initial base consisted of 931 municipalities (853 in Minas Gerais and 78 in Espírito Santo), in three elections (2008, 2012 and 2016) and from both rounds. The data collected from the TSE were cleaned of all information related to the position of councilor, considering that these candidates are outside the scope of this work. Data referring to Supplementary Elections were also excluded². It was possible to identify that the sample of municipalities with supplementary elections was very small, so it was decided to remove this type of election.

Another filter applied to the database was the removal of municipalities where the second round took place. As well observed by Pieri (2011), this happens because voters' preference is not necessarily revealed in the first round when there is the possibility of a second round, as they can vote strategically aiming to reveal their preference only in the second round.

3 RESULTS AND DISCUSSIONS

3.1 DESCRIPTIVE STATISTICS

In this session, descriptive statistics and models proposed in the methodology will be presented. The sample was segmented into the pre (2012) and post-treatment (2016) periods and between treated (directly affected by the dam failure) and control (those not directly affected) municipalities.

Table 2 shows the proportion of mayors who tried for reelection in 2016 for the control and treated municipalities. In a sample of 742 municipalities where candidates were eligible to run, it was found that for the treated ones, around 56.2% of the candidates tried for reelection, while for the control municipalities the percentage was approximately 56%. Ferraz and Finan (2011) claim that given the potential benefits of holding public office, it is not surprising that more than half of candidates run for reelection. Furthermore, it is important to note that there is no statistically significant difference between the proportion of mayors who decided to run for reelection from the treated and control group. This evidence helps make the possibility of a selection bias, where disaster would affect the mayor's decision to run, less plausible.

Table 2: Proportion of Mayors Who Decide to Run for Reelection in 2016

	Control		Treated		Difference	T Test
	Mean	Std deviation	Mean	Std deviation		
Prop. of candidacies for reelection	0.558	0.497	0.562	0.504	-0.005	(-0.05)
Observations	710		32		742	

² They are usually summoned when there is electoral or criminal conviction, abuse of political power, vote buying, revocation of mandate, among other cases, by politicians. When the candidate has not had the process judged by the day of graduation, he is unable to command the position.

Table 3 presents descriptive statistics for all municipalities whose mayor tried for reelection. Considering the total sample, 414 mayors tried to be reelected, and of these, 18 were in the treated group. The most important fact to be highlighted is that there is no difference that is statistically significant between treated municipalities and controls before and after treatment. The only variable that shows any statistically significant difference is in relation to the distribution of municipalities: there is no mayor who applied for reelection in the treated group who was in the state of Espírito Santo.

From the table, although not statistically significant, there is evidence that the proportion of candidates reelected in the treated municipalities (39%) is lower than in the control municipalities (46%) by almost seven percentage points allowing us to conjecture that the electorate demonstrated at the ballot boxes its dissatisfaction with the way the mayors led during and after the disaster. In addition to this difference, it is noteworthy that candidates from the treated municipalities had a lower percentage of party change when compared to the control municipalities. It was also found that the treated municipalities elected more candidates belonging to the same party as the State (+20%) and Federal (+13%) government than the control municipalities, allowing us to imagine that this fact would guarantee greater collaboration between the spheres of power and a consequent better electoral performance.

Table 3: Descriptive Statistics

	Control		Treated		Difference	T Test
	Mean	Std deviation	Mean	Std deviation		
Year = 2012						
GDP per capita (in thousands)	17.52	45.77	11.70	8.28	5.82	(1.89)
Population (in thousands)	18.30	39.85	41.98	61.46	-23.68	(-1.57)
Radio	0.74	0.44	0.83	0.38	-0.09	(-1.00)
Television	0.10	0.30	0.22	0.43	-0.12	(-1.19)
Contingency plan	0.11	0.32	0.28	0.46	-0.16	(-1.49)
Minas Gerais	0.94	0.23	1.00	0.00	-0.06***	(-4.94)
Governor's Party	0.17	0.38	0.11	0.32	0.06	(0.74)
President's Party	0.30	0.46	0.44	0.51	-0.15	(-1.19)
Revenue	137.46	217.55	141.71	112.79	-4.24	(-0.14)
Education	566.76	272.28	467.10	216.81	99.67	(1.83)
Healthcare	531.68	236.54	446.58	218.58	85.10	(1.56)
Union Transfers	1280.24	800.14	1123.94	672.39	156.30	(0.93)
Observations	396		18		414	
Year = 2016						
Prop. of reelected mayors	0.46	0.50	0.39	0.50	0.07	(0.56)
GDP per capita (in thousands)	18.09	16.12	14.55	7.48	3.55	(1.83)
Population (in thousands))	18.77	41.32	41.90	63.00	-23.13	(-1.54)
Change of Party	0.18	0.38	0.11	0.32	0.07	(0.84)
Governor's Party	0.13	0.34	0.33	0.49	-0.20	(-1.73)
President's Party	0.32	0.47	0.44	0.51	-0.13	(-1.05)
Revenue	172.86	223.01	226.09	239.70	-53.23	(-0.92)
Education	713.09	408.62	599.92	232.85	113.17	(1.93)
Healthcare	719.70	325.71	610.90	251.10	108.80	(1.77)
Union Transfers	1765.34	1072.45	1488.51	846.58	276.83	(1.34)
Observations	396		18		414	

In Table 3, it is possible to identify that the average population of the municipalities affected by the disaster is 41.9 thousand people, while in the control municipalities it is 18.3 thousand in 2012. In the post-treatment period, in 2016, the population in the affected and control municipalities remains practically the same, but they move in opposite directions: while the control group gains population, the treated group loses.

Furthermore, on average, the treated municipalities represent higher-income economies compared to the control municipalities. In the pre-treatment period, the average per capita municipal GDP for the treated was R\$ 17.52 thousand compared to an average of R\$ 11.70 thousand for the control municipalities. In the post-treatment period, there was an increase in GDP for both treated and control municipalities. The per capita tax revenue of all municipalities also increased after the disaster. In the pre-treatment period, the controls had an income of R\$ 137.46, while the treated ones had R\$ 141.71. In post-treatment, revenues rose to R\$ 172.86 and R\$ 226.09, respectively. The municipalities treated had a growth in revenue of almost 60%, since the accumulated inflation in the period studied was almost 40%, the increase in revenue is justified.

The per capita amounts of transfers from the Union also increased for the treated and control municipalities, in the post-treatment period. Initially, the treatment group received about R\$ 1,123.94 in transfers, while the unaffected ones received R\$ 1,280.24. After the disaster, the treated ones received about R\$ 1,488.51, an increase of almost 32% in relation to the previous period, compared to the non-treated ones that received R\$ 1,765.34, showing a 37% increase in transfers. This increase in the Union's contribution to the affected municipalities can be seen as a way to finance the restructuring of localities after the dam collapsed, considering the depth of the impacts caused by what happened in Mariana, not only in the economy, but also in terms of the basic constitutional rights such as health, education and leisure of the affected population. The presence of significant indices in relation to Union Transfers can have its effect on the total number of votes justified, as the candidate, having more funds available, is able to invest better in the municipality, gaining more prominence as a good manager with his voters, increasing its chance of having a better electoral performance. It is also possible to draw a parallel to the fact that having more money, the investments made in your own electoral campaign are larger and more efficient, compared to smaller campaigns.

Expenses on health and education followed the same trend as the other variables, showing an increase in public spending in the period after the disaster. Expenditure on health was R\$ 446.58 in the affected locations, in pre-treatment, and R\$ 531.68 for controls. In the post-treatment period, the expenses of the treated municipalities increased to R\$ 610.90 (36.7%) and R\$ 719.7 (35.3%) for controls. On the other hand, expenses on education increased 28% for treated municipalities, while the increase in control municipalities was 25.8% in the post-treatment period. Reasons that help explaining the increase in public spending in these sectors are linked to the fact that they have great visibility and importance within the public structure of a municipality, causing investments or the lack of them to be seen and charged during terms of office and in particular, in election periods.

The fact is that after the disaster, according to a report made by the Civil Defense task force of Minas Gerais (FORÇA-TAREFA, 2016), the damage caused to the public health sector in the affected regions was numerous. In addition to the 17 deaths recorded, more than 256 wounded were identified (the vast majority in the Bento Ribeiro area) who required hospitalization for a long period of time at the Hospital Foundation of the State of Minas Gerais, where 6 of these people were also victims of heavy metal poisoning, requiring lifelong care. It is also necessary to take into account the expenses with the mental health of the affected population, who live in a constant feeling of insecurity, since in the same complex as the Fundão Dam, there are still two active dams: Germano and Santarém. Not to mention the interruption of care provided by the Family Health teams after the disaster, causing many residents to go to clinics and hospitals in neighboring cities to receive care that was previously provided at their own home. The increase in education expenses can be attributed to the fact that

several schools were destroyed in the disaster, causing more than 1,500 students, between preschool and ninth grade, to be without access to classes for a period of almost one month, as reported by the municipalities to Civil Defense (FORÇA-TAREFA, 2016). These schools needed to be rebuilt and students relocated to other locations, demanding greater investments in the area.

It is also observed that in the pre-treatment period, 17% of candidates eligible for reelection were from the same party as the governor and 30% from the president's party in the control municipalities, compared to treated where 11% were from the governor's party and 44% of the president. While after treatment, the control group had a 4% drop in the number of candidates in the same party as the state government and a 2% increase compared to the federal government party. As for the treated municipalities, their participation in the state government increased by 22%. We can also see that in 2012, the treated municipalities had greater access to local means of communication, such as radio and TV, than municipalities used as controls.

3.2 RESULTS

This section also presents the results found. First, it will be presented the model that considers as treatment variable the fact that the tailings sludge has passed through the municipality. Secondly, the same results will be presented, but considering the treatment variable as a continuous one, which will be a function of the distance from the epicenter of the disaster conditioned to the tailings having passed through the municipality. Finally, a specification that considers the existence of heterogeneous effects will be considered.

In Table 4, the results are presented considering the treatment with the binary variable where it is considered that all affected municipalities received the treatment in the same way, with 1 being treated and 0 when controlling. In order to save space, it was decided to present only the coefficients of the treatment variable, thus omitting the coefficients of the control variables. It appears that results with statistical significance in the proportion are not found, identifying only a positive and significant effect in the total of candidates' votes. A possible explanation is given, assuming the fact that the municipalities were affected in different ways and with different intensities, also allowing one to conjecture about the influence of the distance of the treated municipality in relation to the epicenter of the disaster and its impact on the results.

To illustrate the presence of impacts of different intensities, one can cite Mariana itself as an example, as it had two of its districts completely destroyed, Bento Ribeiro and Paracatu, suffering much deeper impacts than Linhares, a city on the Espírito Santo coast where the mud wave reached the Atlantic Ocean, affecting its aquaculture activity, but without causing major damage to the physical structure of the region. Damage also occurred in specific sectors in each affected location, according to Civil Defense data (FORÇA-TAREFA, 2016). The city of Belo Oriente had its economy focused on the pulp and paper industry and was highly affected by being close to the banks of the Rio Doce, while Turminga had its tourism affected, as it suffered severe damage to the landscape of Praia do Jaó, which it is a listed area with high tourist traffic. Sem-Peixe had its commercial activity impaired, a sector that represented more than 40% of the municipal tax revenue, compared to the loss in the agricultural sector suffered by the municipality of Dionísio (EMBRAPA, 2016).

Table 4: Difference in Differences - Binary Treatment

	Ln (Total Votes)		Prop. of Votes		Ln (Prop. of Votes)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treated x Year Dummy	-0.237*	-0.309**	-0.0339	-0.0339	-0.119	-0.115
	(0.1269)	(0.1341)	(0.0479)	(0.0495)	(0.1087)	(0.1113)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
No. of Obs.						
F-test	38.26	38.16	25.73	8.526	33.49	10.43

Notes: Standard error clustered in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; Controls used: Changed Party, Governor's Party, President's Party, Has Radio AM/FM, TV Generation, Contingency Plan, GDP per capita, Total Population, Dummy MG, Tax Revenue, Education Spending, Health Spending, Union transfers; Binary treatment variable.

Seeking to improve the quality of the results, and assuming, as shown above, that the municipalities were not homogeneously affected, the continuous treatment variable was used. This variable allowed us to view the results individually for each municipality and intensity, as it assumes a value of 0 when the location was not impacted by Mariana and when affected, its intensity is measured through a decreasing function of the distance from the epicenter. Thus, allowing us to demonstrate that places closer to Mariana suffered the greatest impact from the disaster, with their results shown in Table 5.

When using the continuous treatment version, it is identified that the effect on the total percentage of votes of candidates remains significant, as shown in Table 4, but reducing the statistical significance to 10%. Note that the fact of the vote totals increasing also serves as evidence to demonstrate greater popular participation in the electoral process. Faced with the effect of the tragedy, the population sought to engage more and use their voting power as a way to express their opinion about the government.

Table 5: Difference in Differences - Continuous Treatment

	Ln (Total Votes)		Prop. of Votes		Ln (Prop. of Votes)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treated x Year Dummy	-0.829	-0.988*	-0.0954	-0.102	-0.356	-0.356
	(0.5396)	(0.5826)	(0.1522)	(0.1609)	(0.3928)	(0.4115)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
No. of Obs.	813	811	828	811	828	811
F Test	41.46	41.12	27.65	9.062	35.70	10.85

Notes: Standard error clustered in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; Controls used: Changed Party, Governor's Party, President's Party, Has Radio AM/FM, TV Generation, Contingency Plan, GDP per capita, Total Population, Dummy MG, Tax Revenue, Education Spending, Health Spending, Union transfers; Continuous treatment variable.

3.2.1 HETEROGENEOUS EFFECTS

This subsection explores the possibility that treatment effects are heterogeneous among certain characteristics of municipalities. It is possible that the treatment effect may be positive for certain types of municipalities and negative for others. If this is the case, tables 4 and 5, by showing the combined effect, are not capturing heterogeneity.

In this context, we sought to assess whether the "preparation factor" could have any impact on the candidates' performance. After all, it is expected that politicians who had been careful to prepare for possible disasters would be positively rewarded with the population's vote. For this, a binary

variable called Treated x Year Dummy x Plan was created, which would identify if the municipality had a Contingency Plan for emergency situations and its results are presented in Table 6.

The results found for the heterogeneous effects by contingency plan were consistent with the initial proposed hypothesis. Table 6 shows the two coefficients of interest for the three dependent variables, with and without controls. It is noticed that, in the absence of a contingency plan, the treatment effect is negative and statistically significant for "Ln of Total Votes" and "Ln of Proportion of Votes". However, the effect of total treatment for municipalities that had a contingency plan is positive.

In the absence of a contingency plan, candidates are punished by voters as their vote total drops by nearly 2% for every 0.01 point in the distance to epicenter index. Otherwise, that is, when the incumbent has shown himself to be prepared for emergency situations, his total percentage and proportion of votes have risen. Healy, Malhotra et al. (2010) and their theory of retrospective voting help to corroborate these findings. The authors claim that the average population cannot correctly interpret large macroeconomic indices, such as GDP or inflation to help in their electoral decisions, but when provided with clear and direct information - such as whether or not a municipality has a contingency plan for emergency situations - they use their vote as a form of reward or punishment for candidates. In addition, the contingency plan can make the mayor's response faster and more effective, leaving him better prepared to deal with crises.

Table 6: Continuous Treatment with heterogeneous effects by Contingency Plan

	Ln (Total Votes)		Prop. of Votes		Ln (Prop. of Votes)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treated x Year Dummy	-1.609*** (0.6041)	-1.751*** (0.6697)	-0.282 (0.2293)	-0.262 (0.2334)	-1.040* (0.5373)	-0.982* (0.5407)
Treated x Year Dummy x Plan	1.772** (0.8513)	1.877** (0.9138)	0.409 (0.2652)	0.378 (0.2783)	1.499** (0.6115)	1.443** (0.6364)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Num. of Obs.	813	811	828	811	828	811
F Test	22.40	35.98	12.04	7.932	15.47	9.831

Notes: Standard error clustered in parentheses; * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01; Controls used: Changed Party, Governor's Party, President's Party, Has Radio AM/FM, TV Generation, Contingency Plan, GDP per capita, Total Population, Dummy MG, Tax Revenue, Education Spending, Health Spending, Union transfers; Continuous treatment variable.

Now let us consider a second possible source of heterogeneity. Ferraz and Finan (2008) identify that communities that have local radio stations or TV generators have voters who demand higher quality from their mayors, as information about their performance is more evenly distributed among the population, reducing the usual asymmetries. The authors found that in communities that had a radio station, the electoral performance of candidates was 15% lower than in municipalities that did not have this resource.

Seeking to identify whether these effects were also felt in the municipalities affected by Mariana, a variable was created integrating the affected municipalities, the year dummy and the dummy that identifies whether they have a local radio station, and its results are presented in Table 7. Analyzing the results of the interaction only between the treated municipalities and the year dummy, it is possible to identify significant and positive values that show that mayors from treated municipalities that do not have a radio station, have a better performance. Looking into the triple interaction, it is observed that the treated municipalities and that have a radio station had negative and significant rates both for the total number of votes and for the proportion of votes of candidates,

suggesting the idea that, by having more information about the progress of the government, the population tends to be more demanding and thus, ends up reflecting a lower performance for those in the race for reelection.

Table 7: Continuous Treatment with heterogeneous effects due to the presence of a radio station

	Ln (Total Votes)		Prop. of Votes		Ln (Prop. of Votes)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treated x Year Dummy	0.729*** (0.2523)	0.645* (0.3732)	0.309* (0.1630)	0.321* (0.1685)	0.643** (0.3124)	0.683** (0.3319)
Treated x Year Dummy x Radio Station	-2.002*** (0.7158)	-2.024** (0.8028)	-0.487** (0.2376)	-0.518** (0.2534)	-1.202** (0.5572)	-1.272** (0.6016)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Num. of Obs.	813	811	828	811	828	811
F Test	111.6	40.74	15.13	8.471	17.72	9.686

Notes: Standard error clustered in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; Controls used: Changed Party, Governor's Party, President's Party, Has Radio AM/FM, TV Generation, Contingency Plan, GDP per capita, Total Population, Dummy MG, Tax Revenue, Education Spending, Health Spending, Union transfers; Continuous treatment variable.

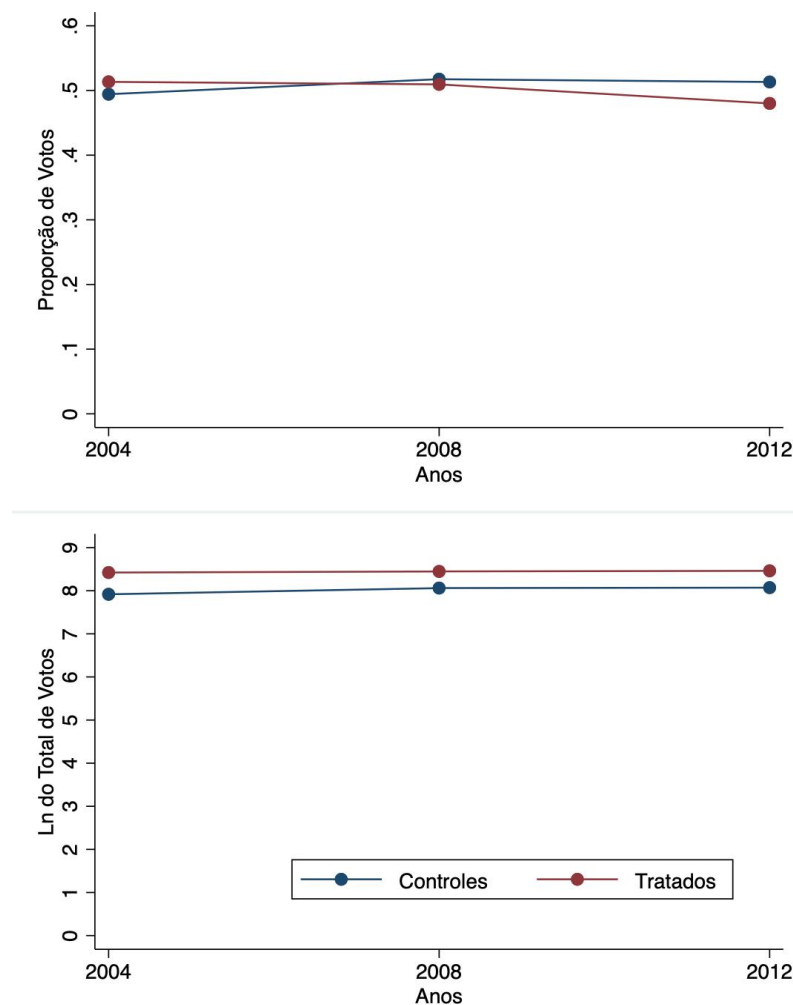
Ferraz and Finan (2011) conjecture that voters tend to think, at least initially, that all politicians will perform poorly during their term, and that they tend to punish in elections only those who negatively exceed their expectations. When no evidence of mismanagement is found, the electorate perceives their exaggeration of the politician and tends to reward him during the election. Thus, it is possible to understand why percentage variations are smooth both in total votes and in proportion, since the idea of a pre-concept in relation to a candidate already influences a good part of voters in their voting tendencies. These findings also help us to debate the influence that the dissemination of information and, in particular, the media has on how candidates are seen during an electoral campaign, in addition to exemplifying that the symmetry of information helps to separate candidates in good and bad (BESLEY; BURGESS, 2002).

3.2.2 ROBUSTNESS

The hypothesis of identification of the method adopted is that in the absence of treatment, the trends of controls and treated must be parallel. Thus, we sought to verify the robustness of the results presented with graphs to demonstrate parallel trends in electoral performance, both in proportion and in total votes, for the control and treated municipalities.

The first graph is related to the proportion of votes of mayors who ran for reelection. A period from 2004 to 2012 was selected, therefore before the disaster period, to identify what the trends in the absence of treatment would be. It is visible that in the absence of treatment, the trends for the proportion of votes are parallel, corroborating the premise proposed by the model. In the second graph, the same period of time as the first one, 2004-2012, is used, and it was also possible to capture the same effect in parallel trends regarding the total number of candidates' votes, thus demonstrating that the evidence found were a direct result of the dam failure.

Figure 1: Electoral Performance Trends in Controls and Treated



To further reinforce the robustness of the results found, a temporal falsification was performed, which consists of estimating the equations presented in the results, changing the date of occurrence of the shock to a moment before the period in which it actually occurred. Logically, it is expected that when imputing with treatment a date before the event, the estimated impacts are not statistically significant, since it is assumed that the variables of interest evolved in parallel in the period preceding the treatment. Therefore, the lack of significance of the parameters estimated in the temporal falsification test indicates that the results presented above are, in fact, due to the disaster that occurred in Mariana.

In carrying out the placebo tests, an election period was retroacted, leaving 2012-2016 and starting to estimate the results in the period of 2008 as pre-treatment and 2012 as post-treatment. For these inferences, data related to FINBRA (expenses, revenues, and transfers) were not used, as they are not available for the period of 2008. The results of the falsifications are presented in Tables 8 to 11 placed in the Appendix.

When performing the estimations using placebos, it is found that the results obtained are not statistically significant, especially for the effects of the presence of the radio station, confirming the effects of what happened in Mariana on the electoral performance of candidates for reelection. The Contingency Plan placebo showed some degree of significance, but had its sign changed, which would

indicate that voters would punish mayors in case of disaster preparedness, which is not consistent with other evidence found both in this work and in the literature in general.

4 CONCLUSIONS

This study aimed to evaluate the impacts of the collapse of the Fundão mining tailings dam, in Mariana/MG, on the performance of candidates for reelection in the 2016 electoral process through the effects on the total and proportion of votes. The evidence found in the literature indicates that there is a real causal effect of the disasters on the electoral results of the affected places. These can be seen as a form of reward or punishment of voters in relation to the performance of candidates during crisis management and are increasingly more accurate as the population affected is better informed. Thus, this work aims to contribute to the discussion of this topic.

The methodology used was the estimation of a Difference in Differences model that uses binary and continuous treatments, in addition to covariates that consider political and fiscal characteristics, transfer volumes, in addition to the individual specificities of the municipalities. The identification hypothesis of this work consisted in supposing that, in the absence of the dam failure, the trends in the electoral performance of both groups (treated and controls) would be parallel, canceling out when making the second difference.

The results show that there was a direct impact of the disaster on the candidates' electoral performance. It was possible to identify a negative and significant effect on the performance of politicians in municipalities that had local radio stations. This fact occurs because, having access to local means of communication, the population has greater knowledge about the performance of the incumbent during his term, and thus, becomes more demanding regarding his electoral preferences. It was also found that candidates were rewarded by voters with a greater number of votes when their municipalities had a Contingency Plan for emergency situations, showing that the preparation factor contributes to the formation of the voter's logic of reasoning. In addition, an increase in the expenses of the affected municipalities in both the Health and Education areas was identified, accompanied by a greater volume of resources received from the Union.

In Brazil, the literature on the effects of disasters in the political sphere does not yet have extensive research, making the amount of data small and the effects of these shocks little known. Therefore, based on the results found and supported by the conclusions already pointed out in the foreign literature on the subject, this work sought to contribute with evidence and data for future discussions of the effects that a disaster can have on the electoral performance of candidates, and foster debates about improvements in the government's response system and how to develop its sense of responsibility to society in emergency situations.

REFERENCES

- ACHEN, C. H.; BARTELS, L. M. Blind retrospection: Electoral responses to drought, flu, and shark attacks. Instituto Juan March de estudios e investigaciones Madrid, Spain, 2004.
- ARCENEUX, K.; STEIN, R. M. Who is held responsible when disaster strikes? the attribution of responsibility for a natural disaster in an urban election. *Journal of Urban Affairs*, Taylor & Francis, v. 28, n. 1, p. 43–53, 2006.
- BESLEY, T.; BURGESS, R. The political economy of government responsiveness: Theory and evidence from india. *The quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 117, n. 4, p. 1415–1451, 2002.
- EMBRAPA. Relatório técnico. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, p. 20, 2016.

FELIPPE, M. F. et al. A tragédia do rio doce: A lama, o povo e a água. relatório de campo e interpretações preliminares sobre as consequências do rompimento da barragem de rejeitos de fundão (samarco/vale/bhp). Revista GEOgrafias, p. 63–94, 2016.

FERRAZ, C.; FINAN, F. Exposing corrupt politicians: the effects of brazil's publicly released audits on electoral outcomes. The Quarterly journal of economics, MIT Press, v. 123, n. 2, p. 703–745, 2008.

FERRAZ, C.; FINAN, F. Electoral accountability and corruption: Evidence from the audits of local governments. American Economic Review, v. 101, n. 4, p. 1274–1311, 2011.

FILHO, N. M. et al. Avaliação econômica de projetos sociais. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 2012.

FORÇA-TAREFA, G. da. Avaliação dos efeitos e desdobramentos do rompimento da barragem de fundão em mariana-mg. Belo Horizonte: Secretaria de Desenvolvimento Regional, Política Urbana e Gestão Metropolitana, Governo do Estado de Minas Gerais, 2016.

FUNDAÇÃO DE MEIO AMBIENTE DE MINAS GERAIS. Inventário de Barragem do Estado de Minas Gerais. [S.l.]: Belo Horizonte, Fundação Estadual de Meio Ambiente. Disponível em: <http://www.feam.br/images/stories/2018/BARRAGENS/Invent%C3%A1rioBarragens2017.pdf>, 2017.

GASPER, J. T.; REEVES, A. Make it rain? retrospection and the attentive electorate in the context of natural disasters. American Journal of Political Science, Wiley Online Library, v. 55, n. 2, p. 340–355, 2011.

HEALY, A.; MALHOTRA, N. Myopic voters and natural disaster policy. American Political Science Review, JSTOR, p. 387–406, 2009.

HEALY, A.; MALHOTRA, N. et al. Random events, economic losses, and retrospective voting: Implications for democratic competence. Quarterly Journal of Political Science, Now Publishers, Inc., v. 5, n. 2, p. 193–208, 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa nacional por amostra de domicílios: síntese de indicadores. [S.l.]: IBGE, 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DO MEIO AMBIENTE E RECURSOS NATURAIS RENOVÁVEIS. Inventário de Barragem do Estado de Minas Gerais. [S.l.]: Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e Recursos Naturais Renováveis em: <https://www.ibama.gov.br/cites-e-comercio-exterior/cites?id=117>, 2019.

MASIERO, G. Natural disasters and electoral support: an investigation of the channels driving vote decisions. 2019.

PIERI, R. G. d. Qualidade da educação traz votos? Um estudo sobre a importância do IDEB nas eleições municipais. Tese (Doutorado), 2011.

RIBEIRO, F. G. Human made disasters and economic impact for a developing economy: Evidence from brazil. 2019.

SUN, E. et al. Tailings dam flood overtopping failure evolution pattern. Procedia Engineering, Elsevier, v. 28, p. 356–362, 2012.

APPENDIX

Table 8: Binary Treatment - Placebo

	Ln (Total Votes)		Prop. of Votes		Ln (Prop. of Votes)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treated x Year Dummy	-0.0801 (0.0715)	-0.0469 (0.0726)	-0.0587 (0.0367)	-0.0542 (0.0378)	-0.0742 (0.0639)	-0.0600 (0.0666)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Num. of Obs.	632	632	650	632	650	632
F Test	15.09	32.65	8.724	4.352	14.37	4.829

Notes: Robust standard errors clustered in municipalities in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; Controls used: Year Dummy, Changed Party, Governor's Party, President's Party, Has AM/FM/Community Radio, TV Generation, Contingency Plan, GDP per capita, Total Pop., MG Dummy; 2008 and 2012 elections; Binary treatment variable.

Table 9: Continuous Treatment - Placebo

	Ln (Total Votes)		Prop. of Votes		Ln (Prop. of Votes)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treated x Year Dummy	-0.256 (0.2157)	-0.204 (0.2225)	-0.226 (0.1429)	-0.219 (0.1459)	-0.295 (0.2147)	-0.273 (0.2216)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Num. of Obs.	632	632	650	632	650	632
F Test	12.07	31.47	8.094	4.320	13.78	4.749

Notes: Robust standard errors clustered in municipalities in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; Controls used: Year Dummy, Changed Party, Governor's Party, President's Party, Has AM/FM/Community Radio, TV Generation, Contingency Plan, GDP per capita, Total Pop., MG Dummy; 2008 and 2012 elections; Continuous treatment variable.

Table 10: Continuous Treatment x Contingency Plan - Placebo

	Ln (Total Votes)		Prop. of Votes		Ln (Prop. of Votes)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treated x Year Dummy	-0.137 (0.2354)	-0.102 (0.2447)	-0.197 (0.1581)	-0.188 (0.1618)	-0.181 (0.2330)	-0.159 (0.2422)
Treated x Year Dummy x Plan	-1.304*** (0.4544)	-1.171*** (0.4303)	-0.302 (0.2331)	-0.327 (0.2407)	-1.237*** (0.3896)	-1.269*** (0.4039)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Num. of Obs.	632	632	650	632	650	632
F Test						

Notes: Robust standard errors clustered in municipalities in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; Controls used: Year Dummy, Changed Party, Governor's Party, President's Party, Has AM/FM/Community Radio, TV Generation, Contingency Plan, GDP per capita, Total Pop., MG Dummy; 2008 and 2012 elections; Continuous treatment variable

Table 11: Continuous Treatment x Radio Station - Placebo

	Ln (Total Votes)		Prop. of Votes	Ln (Prop. of Votes)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treated x Year Dummy	-0.372 (0.2365)	-0.337 (0.2379)	-0.207 (0.1660)	-0.204 (0.1690)	-0.300 (0.2474)	-0.285 (0.2543)
Treated x Year Dummy x Radio	0.474 (0.5602)	0.603 (0.5847)	-0.0954 (0.2133)	-0.0739 (0.2183)	-0.0656 (0.3638)	-0.0101 (0.3843)
Controls	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Num. of Obs.	632	632	650	632	650	632
F Test	23.77	25.43	5.778	4.683	8.068	4.884

Notes: Robust standard errors clustered in municipalities in parentheses; * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01; Controls used: Year Dummy, Changed Party, Governor's Party, President's Party, Has AM/FM/Community Radio, TV Generation, Contingency Plan, GDP per capita, Total Pop., MG Dummy; 2008 and 2012 elections; Continuous treatment variable

Indicação da Área escolhida: Macroeconomia Aplicada
Classificação JEL do trabalho: E1, I1, H0.

THE ROLE OF NETWORK IN THE SIR MODEL

Keven Roger Alves André¹, Márcio Verás Correa², Marcelo Aerestrup Arbex³

¹ – CAEN - Graduate Studies in Economics, Federal University of Ceará, Brazil.

² – CAEN - Graduate Studies in Economics, Federal University of Ceará, Brazil.

³ – Department of Economics, University of Windsor, Canada. CAEN/UFC International Visiting Professor.

The role of network in the SIR model

Marcelo Arbex*

Márcio V. Corrêa‡

Keven Roger†

November 8, 2021

*Department of Economics, University of Windsor, Canada. CAEN/UFC International Visiting Professor. E-mail: arbex@uwindsor.ca. ‡CAEN - Graduate Studies in Economics, Federal University of Ceará, Brazil. Email: marciovcorrea@caen.ufc.br; †CAEN - Graduate Studies in Economics, Federal University of Ceará, Brazil. Email: kevenroger319@gmail.com.

Abstract

Modelos matemáticos têm sido amplamente usados para simular a dinâmica de propagação de doenças infecciosas, bem como para testar propostas de políticas públicas de contenção. Esse artigo busca estudar como uma estrutura de network pode determinar a evolução de uma epidemia. Para tal, é utilizado um modelo Suscetível-Infectado-Recuperado (SIR) na presença de um ambiente de network. Modelos de network têm sido importantes na discussão de busca por emprego. Em um modelo epidemiológico, a estrutura de network consiste na principal via de transmissão da doença. *A priori*, pessoas melhor conectadas no círculo social são o principal vetor do vírus. Por outro lado, aquelas pessoas com poucas conexões devem ser menos propensas a se infectarem. Esse artigo estuda o comportamento de uma pandemia para diferentes tipos de network, de uma menos conectadas para uma altamente conectada. Contudo, foi constatado justamente a relação inversa: Economias mais conectadas são menos propensas a uma grande propagação do vírus, e economias menos conectadas sofrem mais com a propagação da doença. A principal razão desse resultado é a diminuição da força de conexão das pessoas com cada um de seus links, derivada do "efeito concorrência": pessoas com mais links dividem sua atenção para mais pessoas, enquanto que pessoas com menos links dividem seu tempo com menos pessoas. Entretanto, deve-se entender os limites desse resultado. De acordo com nosso modelo, tal relação deve se manter apenas em condição *ceteris paribus*, isto é, não faz sentido comparar diferentes economias, com diferentes parâmetros e constantes. Portanto, para efeito de comparação de diferentes economias, elas devem ser suficientemente parecidas.

PALAVRAS-CHAVE: Epidemia, COVID-19, recessões.

CLASSIFICAÇÃO JEL:

Abstract

Mathematical models have been often used to simulate the dynamics of the spread of infectious diseases, as well to test containment public policy proposals. The goal of this work is to study how a network structure can determine the evolution of an epidemic. For that, we use a Susceptible-Infected-Recovered (SIR) model in the presence of a network environment. Network models have been important in the job search discussion. In an epidemiological model, the network structure is the main cause of the spread of the disease. *A priori*, better connected people in the social circle are the main vector of the virus. In the other hand, those people with few connections should be less exposed to the infection. We study the behavior of the pandemic for different types of network, from a less connected one to a high connected one. However, we find quite the opposite relationship: More connected economies are less likely to experiment a great spread of the virus, and less connected economies are more likely to spread the disease faster. The main reason why this happens is that more connected people reduce their attention with more people, while less connected people spend their time with fewer people, what makes the connection stronger. Nonetheless, we must understand the limits of this result. According to our model, such relationship should hold only in a *ceteris paribus* condition, that is, it is pointless to compare different economies, with different parameters and constants. Therefore, in order to compare different economies, they must be sufficiently similar.

KEYWORDS: Epidemic, COVID-19, recessions.

JEL CLASSIFICATION:

1 Introduction

This work aims to analyze the specific effects of the COVID-19 pandemic on the Brazilian economy, given the characteristics of its economy and social network. In addition, we study the sensibility of the dynamics of the pandemics on the social network features. For that, we use a Susceptible-Infected-Recovered (SIR) model adapted to a network environment.

The new coronavirus (COVID-19) pandemic is acknowledged to be the worst sanitary crisis since the Spanish flu[12]. In the economic field, it represents the worst economic crisis since the Great Depression[10]. Given the rapid spread of COVID-19, countries across the World have adopted several public health measures intended to prevent its spread, including social distancing.

The virus is the same, but its effects, frequently devastating, has been quite heterogeneous between countries and regions by reasons that, in the moment, are not clear enough. In the economic field, the effects are also heterogeneous, but in this case the reasons maybe easier to be identified. How should countries with different fiscal situation, or different productivity, react?

Not only we must observe the economic features of a country, but also its level of social connection. A contact network is acknowledged to play a key role at the dynamics of infectious diseases and other transmission phenomena. The same question arises: how should a highly (socially) connected country react? Does it change when the country is lowly connected? These questions suggest that, despite the universality of the virus, the macroeconomics of an epidemic depends on local characteristics.

The SIR model will help us answer those questions. That is a model widely used by epidemiologists, and was initially developed by [11]. It proposes three health status: susceptible, infected and recovered. Susceptible people can contract the virus through interaction with the infected ones. Infected people can transmit the virus, and also can whether dye or recover. Recovered people are immune and can no longer transmit the virus. The infection, recovery e mortality rate are the main parameter of such model. The idea is that, with a sufficient time, the society acquires the "herd immunity" as the susceptible population falls.

A feature of epidemiological models is that the transitions between the health status are exogenous with respect to the economic variables. In other words, the expected fall on consumption and hours worked are not considered in the SIR models. That is a problem, for one of the main discussions in the course of an epidemic is the trade-off lives x economy: people reduce their economic activities aiming to reduce the odds of infection. That been said, the challenge is to study the efficiency of this trade-off, *i.e.*, how to reduce the infection rate at the lowest economic costs.

[8] discuss this question combining a general equilibrium model with the standard SIR model. In their SIR-macro model, the number of infections depends on the level of interaction between the agents when they consume and work, and on other residual ways of infection. Therefore the susceptible population can reduce the odds of infection by reducing their consumption level and hours worked. The competitive equilibrium, however, is not Pareto efficient, for the infected and

recovered agents do not take into account that their actions influence the other agents' infection and mortality rates.

[5] focus on this type of externality. The authors develop Susceptible-Infected-Susceptible (SIS) and SIR models to quantify the externalities of infection using both decentralized and social planner approaches. They find that, in a decentralized approach, the infected agents keep engaged in economics activities in order to maximize utility, while the susceptible agents reduce their activities to reduce the odds of infection. With a social planner approach, the planner forcefully reduces the infected agents' activities to mitigate the risk of the susceptible agents.

Another point of using this models is that a fraction of the infected population could be asymptomatic, and, without realizing it, they could increase the level of infection. [4] study this incomplete information using a Susceptible-Exposed-Infected-Recovered (SEIR) model based on [11]. They work on the idea of increasing the tests in the susceptible population to identify asymptomatic infected patients looking to isolated that part of the population. The authors find that such directed quarantine policy softens the negative impact of the pandemic on the economy and reduces the peak of infection.

Some countries adopted the vertical isolation for the risk group. [1] study this question with a multi-risk SIR model (MR-SIR) and divide the population in different groups (young, middle-aged and old), with different infection, hospitalization and mortality rates. Those conditions allow the possibility of vertical quarantine policy. The heterogeneous lockdown across different groups, been more severe for the higher risk group (the old), can reduce both the number of lives lost and the economic recession when compared with horizontal lockdowns.

For a complete literature review of the economics of COVID-19, see [7]. With respect to the Brazilian economy, [13] exploit the model proposed by [8] calibrating the parameters with Brazilian data. They found that an optimal social containment policy causes a larger recession in the short run than in the case where no measure of social containment are taken. On the other hand, the optimal containment policy has the ability to save about 50 thousand lives.

[6] uses the same model study the implications of COVID-19 on the states of São Paulo, Amazonas, Ceará, Rio de Janeiro and Pernambuco. Results point to great heterogeneity, which suggests that each state may require specific measures. São Paulo is the state whose infected population reaches the higher fraction of its total population in the competitive equilibrium between those five states studied. Meanwhile, the macroeconomic shocks are more severe at Ceará and Pernambuco.

Our main contribution is to incorporate irregular networks into a SIR-model of infectious disease. In particular, by acknowledging the role of heterogeneity in network connections, we provide one reason that agents are not equally likely to receive the virus through their links. This article provides a framework to analyze the dynamics of the epidemic and the optimal behaviour of the economic agents as driven by (non-observable) agent heterogeneity in social connections.

Besides this introduction, this paper is organized in three additional sections. Section 2 presents the model. In Section 3 we discuss the calibration of the parameters. In Section 4 we present

the results for a calibrated version of the model and conduct counterfactual analyses. Section 5 concludes.

2 Model

The model proposed by this work intends to unit both an epidemiological model, following [8], and a network model, following [2].

The economy is populated by a continuum of people with unit measure. When the virus is introduced in the society, the population is divided into four groups: susceptible (people who have not yet been exposed to the disease), infected (people who contracted the disease), recovered (people who survived the disease and acquired immunity), and deceased (people who died from the disease). The fractions of people in these four groups are denoted by m_t^S, m_t^I, m_t^R , and m_t^D , respectively. The number of newly infected people is denoted by T_t .

Susceptible people can become infected in two ways. First, they can meet infected people while purchasing consumption goods. Second, susceptible and infected people can meet at work. Hence, the more they consume and work, the more risk they will take. Moreover, we allow for heterogeneity on the risk of infection according to the number of peers an agent has: Having many links is associated with a higher risk of infection.

2.1 Demography, Network and Transmission

In this model, the agents are connected to one another in a social network, whose structure is exogenous. Each agent may have peers to whom she passes the virus when infected, and from whom she may receive the virus when susceptible. A network is described by a *degree distribution* $\{D_z\}_{z=1}^{\infty}$, where D_z is the proportion of agents who have $z \in [1, \infty)$ peers.

The number of links will be centrally important, and so to clarify notation, we will basically refer to the number of links with two names depending on the role of the agent in the network when we refer to her. When we use z to denote her number of peers, the agent is a generic one. When we denote the type as s , it will refer to the number of links belonging to a peer of one of these agents.

The probability a given peer has s links is $\psi_s = (sD_s) / \langle z \rangle$, where $\langle z \rangle = \int_{z=1}^{\infty} (zD_z) dz$ is the *average degree* in the network. Note that $\psi_s \neq D_s$, i.e., the probability one of your peers has s links is not equal to the proportion of the population that has s links. This is because those with more peers are more likely to be connected to the agent whose problem we solve. Each agent contacts susceptible friends with probabilities ρ_t^c via consumption, and ρ_t^n via work. The infection rate among those agents with s links is $m_{s,t}^I$.

The rate at which the virus is passed from infected agents to their susceptible peers depends on how much they consume (c_t^I and c_t^S): $\varphi(c_t^I, c_t^S) = (m_t^S c_t^S + m_t^I c_t^I)^{1-\lambda_c}$. Similarly, such rate also depends on how much they work (n_t^I and n_t^S): $\varphi(n_t^I, n_t^S) = (m_t^S n_t^S + m_t^I n_t^I)^{1-\lambda_n}$. Therefore, infected agents pass the virus to peers with probabilities $s \cdot \varphi(c_t^I, c_t^S)$, via consumption, and $s \cdot \varphi(n_t^I, n_t^S)$,

via work. Critically, the more links one possesses, the higher is the rate at which she passes the virus.

For a given agent, the joint probability another agent of type s is employed, meet her susceptible friends, transmits the offer, and is a peer is $\rho_t^c \cdot s \cdot \varphi(c_t^I, c_t^S) \psi_s$. The total probability of such an event integrates over all possible s . Thus, the probability a susceptible agent receives the virus from a peer is

$$\Omega_t^c = \int_{s=1}^{\infty} \rho_t^c \cdot s \cdot \varphi(c_t^I, c_t^S) \psi_s ds = \rho_t^c \frac{a-1}{a-3} \frac{\varphi(c_t^I, c_t^S)}{\langle z \rangle}, \quad (1)$$

$$\Omega_t^n = \int_{s=1}^{\infty} \rho_t^n \cdot s \cdot \varphi(n_t^I, n_t^S) \psi_s ds = \rho_t^n \frac{a-1}{a-3} \frac{\varphi(n_t^I, n_t^S)}{\langle z \rangle}, \quad (2)$$

via consumption and via work, respectively.

Hence, the probability a susceptible agent of type z receives the virus from at least one peer is

$$p_t^c = 1 - (1 - \Omega_t^c)^z, \quad (3)$$

$$p_t^n = 1 - (1 - \Omega_t^n)^z, \quad (4)$$

via consumption and via work, respectively.

The aggregate probability susceptible agents of different types z receives the virus via their network is

$$P_t^c = \int_{z=1}^{\infty} p_t^c D_z dz, \quad (5)$$

$$P_t^n = \int_{z=1}^{\infty} p_t^n D_z dz, \quad (6)$$

via consumption and via work, respectively.

2.2 SIR model

We now explain how the dynamics of the epidemic work. The number of new infections through consumption and work is

$$T_t = (m_t^S P_t^c)^\gamma (m_t^S P_t^n)^{(1-\gamma)} = m_t^S (P_t^c)^\gamma (P_t^n)^{(1-\gamma)}, \quad (7)$$

where γ is the relative weight of infection via consumption.

The number of susceptible people in the next period, $t+1$, equals the number of susceptible people at the current time, t , discounted by the number of susceptible people who got infected at time t :

$$m_{t+1}^S = m_t^S - T_t \quad (8)$$

The number of infected people in the next period, $t+1$, equals the number of infected people at the current time, t , added to the number of newly infected people, T_t , subtracted by the number

of infected people that recovered, $\pi_R m_t^I$, and the number of infected people who died, $\pi_D m_t^I$:

$$m_{t+1}^I = (1 - \pi_R - \pi_D)m_t^I + T_t. \quad (9)$$

The parameter π_R is the rate at which infected people recover from the disease and π_D is the mortality rate.

The number of recovered people in the next period, $t + 1$, is the number of recovered people at the current time, t , added to the number of infected people that just recovered, $\pi_R m_t^I$:

$$m_{t+1}^R = m_t^R + \pi_R m_t^I. \quad (10)$$

The number of deaths in the next period, $t + 1$, is the number of deceased people at the current time, t , added to the number of new deaths, $\pi_D m_t^I$:

$$m_{t+1}^D = m_t^D + \pi_D m_t^I. \quad (11)$$

Total population in the next period, Pop_{t+1} , equals the total population at the current time, Pop_t , minus the number of new deaths:

$$Pop_{t+1} = Pop_t - \pi_D m_t^I, \quad (12)$$

with $Pop_0 = 1$.

Like [8], we assume that at time zero, a fraction ε of susceptible people is infected by a virus through zoonotic exposure, that is, the virus is directly transmitted from animals to humans:

$$m_0^I = \varepsilon,$$

$$m_0^S = 1 - \varepsilon.$$

Everybody is aware of the initial infection and understands the laws of motion governing population health dynamics.

2.3 Behavior of the economic agents

In this subsection, we describe the optimization problem of different types of agents in the economy. The budget constraint a type- J agent faces is given by

$$(1 + \mu_{ct})c_t^J = (1 - \mu_{nt})w_t^J n_t^J + \Gamma_t, \quad (13)$$

where c_t^J and n_t^J denote the consumption and hours worked of a type- J person ($J = S, I, R$), respectively. Moreover, w_t^J denotes the real wage of the type- J person, μ_{ct} and μ_{nt} are Pigouvian

taxes rates on consumption and work¹, respectively, and Γ_t denotes lump-sum transfers from the government.

To simplify things, we assume that the instantaneous utility of a type- J agent is given by

$$u(c_t^J, n_t^J) = \ln c_t^J - \frac{\theta}{2}(n_t^J)^2. \quad (14)$$

The value function of the susceptible agent is given by

$$V_t^S = \max_{c_t^S, n_t^S, \tau_t^S} \{u(c_t^S, n_t^S) + \beta[(1 - \tau_t)V_{t+1}^S + \tau_t V_{t+1}^I]\}, \quad (15)$$

where the variable τ_t is the probability a susceptible agent becomes infected:

$$\tau_t = \frac{T_t}{m_t^S} = (P_t^c)^\gamma (P_t^n)^{(1-\gamma)}. \quad (16)$$

This means that the susceptible agent internalizes the fact that she can reduce the probability of getting infected by consuming less and working less.

The first order conditions for consumption, hours worked and τ_t are, respectively,

$$u_1(c_t^S, n_t^S) - \lambda_{bt}^S(1 + \mu_{ct}) + \lambda_{rt}\gamma \left(\frac{P_t^n}{P_t^c}\right)^{1-\gamma} \frac{\partial P_t^c}{\partial c_t^S} = 0, \quad (17)$$

$$u_2(c_t^S, n_t^S) + \lambda_{bt}^S w_t^S(1 - \mu_{nt}) + \lambda_{rt}(1 - \gamma) \left(\frac{P_t^c}{P_t^n}\right)^\gamma \frac{\partial P_t^n}{\partial n_t^S} = 0, \quad (18)$$

$$\beta(V_{t+1}^I - V_{t+1}^S) - \lambda_{rt} = 0, \quad (19)$$

where λ_{bt}^S and λ_{rt} are the Lagrange multipliers associated with constraints (13) and (16), respectively.

The value function of the infected agent is

$$V_t^I = \max_{c_t^I, n_t^I} \{u(c_t^I, n_t^I) + \beta[(1 - \pi_R - \pi_D)V_{t+1}^I + \beta\pi_R V_{t+1}^R]\}. \quad (20)$$

The first order conditions for consumption and hours worked are, respectively,

$$u_1(c_t^I, n_t^I) - \lambda_{bt}^I(1 + \mu_{ct}) = 0, \quad (21)$$

$$u_2(c_t^I, n_t^I) + \lambda_{bt}^I w_t^I(1 - \mu_{nt}) = 0, \quad (22)$$

where λ_{bt}^I is the Lagrange multiplier associated with constraint (6).

¹This is a subtle difference from [8], since they do not account for a tax on work.

The value function of the recovered agent is

$$V_t^R = \max_{c_t^R, n_t^R} \{u(c_t^R, n_t^R) + \beta V_{t+1}^R\}. \quad (23)$$

The first order conditions for consumption and hours worked are, respectively,

$$u_1(c_t^R, n_t^R) - \lambda_{bt}^R(1 + \mu_{ct}) = 0, \quad (24)$$

$$u_2(c_t^R, n_t^R) + \lambda_{bt}^R w_t^R(1 - \mu_{nt}) = 0, \quad (25)$$

where λ_{bt}^I is the Lagrange multiplier associated with constraint (6).

There is a continuum of competitive representative firms of unit measure that produce consumption goods (C_t) using hours worked (N_t) according to the production function:

$$C_t = AN_t.$$

The aggregate hours worked of this economy is defined as

$$N_t = N_t^S \phi^S + N_t^I \phi^I + N_t^R \phi^R,$$

with $N_t^S = m_t^S n_t^S$, $N_t^I = m_t^I n_t^I$ e $N_t^R = m_t^R n_t^R$. Moreover, ϕ^S , ϕ^I and ϕ^R denote the labor productivity of susceptible, infected and recovered agents, respectively. It is equal to one for susceptible and recovered people ($\phi^S = \phi^R = 1$) and less than one for infected people ($\phi^I < 1$).

In order to maximize its time- t profits, the firm chooses hours worked:

$$\Pi_t = AN_t - w_t^S N_t^S - w_t^I N_t^I - w_t^R N_t^R.$$

The first order condition is

$$A\phi^J = w_t^J.$$

The government's budget constraint is given by

$$\mu_{ct} (m_t^S c_t^S + m_t^I c_t^I + m_t^R c_t^R) + \mu_{nt} (m_t^S w_t^S n_t^S + m_t^I w_t^I n_t^I + m_t^R w_t^R n_t^R) = \Gamma_t (m_t^S + m_t^I + m_t^R).$$

In equilibrium, the government constraint is satisfied and each agent solves her maximization problem. Also, both the goods market and labor market clear:

$$m_t^S c_t^S + m_t^I c_t^I + m_t^R c_t^R = AN_t.$$

$$m_t^S n_t^S + m_t^I n_t^I + m_t^R n_t^R = N_t.$$

We describe the algorithm for computing the equilibrium in the appendix.

3 Parameterization

In this section we present how we assign values to model parameters using Brazilian data. The parameter values are shown by Table I.

First, each period of the model corresponds to a week. Moreover, we follow [3] in assuming that it takes 18 days to either recover or to die from the disease. This means that we will set $\pi^R + \pi^D = 7/18$. For the value of π^D , we follow [13], that weighted Brazilian population age groups by the correspondent mortality rate in South Korea. They dropped the population aged more than 70 years, once their job market participation is relatively low, to finally get a mortality rate of 0,3% ($\pi^D = 7 \times 0.003/18$).

The technological parameters A and θ were chosen to match, at the pre-epidemic steady state, the number of weekly hours worked in Brazil at 2020 (39.1 hours per week) and the Brazilian weekly income *per capita* of 2020 (BRL 1,380.00/4). For that, we use the average hours worked per week of people aged 14 years old or older and the real average monthly income *per capita*. We obtain the average number of hours worked from SIDRA², from IBGE (Brazilian Institute of Geography and Statistics)³ and the weekly *per capita* income at 2020 from the National Household Sample Survey (PNAD), from IBGE.

Just like [8], we calibrate the value of the parameter that controls the relative productivity of the infected population, ϕ^I , to 0.8. This value is consistent with the idea that symptomatic people do not work and with the hypothesis that 80% of the infected population is asymptomatic, according to the Chine Center for Disease Control and Prevention.

We assign the value of $\beta = 0.966^{\frac{1}{52}}$ in order to get a value of life of BRL 2.9 million. This value of life is based on recent estimates for Brazil ([9] and [14]). For the initial infected population, ε , we consider a fraction 0.001 of the total population.

We assume the network search effort is highly inefficient by setting λ_c and λ_n to 0.95⁴. The value of the parameter a is chosen such that $\langle z \rangle$ is equal to 5, just as in [2]. Without enough foundation, the value of the remaining parameter γ is set to 0.5. However, the model is little sensitive to changes in this parameter. The variables ρ_t^c and ρ_t^n are modeled in the following way: $\rho_t^c = \rho_t^c = m_t^S$.

4 Results

In this section, we discuss the properties of the competitive equilibrium through a series of numerical simulations. In the first subsection, we analyze how to economy responds to a pandemic in the SIR model with network. In the second subsection, we compare the results for different number of average links in the economy - different $\langle z \rangle$ - by changing the parameter a . The third

²IBGE's Automatic Recovery System.

³Table 6373.

⁴Robustness check will be done later on.

Table I: Calibration and description of parameters

Parameter	Description	Value
π_D	Weekly mortality rate	$(7 \times 0.003) / 18$
π_R	Weekly recovery rate	$7/18 - \pi_D$
ε	Initial infected population	0.001
A	Labor augmenting technology	8.82352941
θ	Desutility of labor	0.0006541
β	Weekly discount factor	$0.966^{\frac{1}{52}}$
ϕ^S	Productivity of susceptible people	1
ϕ^I	Productivity of infected people	0.8
ϕ^R	Productivity of recovered people	1
a	Parameter of the <i>degree distribution</i> D_z	4.5
λ_c	Inefficacy of infection via consumption	0.95
λ_n	Inefficacy of infection via working	0.95
γ	Relative weight of infection via consumption	0.5

subsection presents robustness checks over some important parameters.

4.1 Competitive equilibrium

In general, the dynamics of the pandemic happens the following way: from a unit population, a fraction ε gets infected by the virus at the time 0. The fraction of susceptible people is, therefore, $1 - \varepsilon$. At first, for $\varepsilon = 0.001$, the susceptible population is relatively high. This makes the new weekly infections, given by T_t , relatively high as well, what, thus, increases both the infected population and the new value of $T - 1$.

Such process continues until the number of infected people reaches a peak at some given time, from where the number of new infections stops increasing because of the reduction of the susceptible population. In numerical exercise, the infected population peaks at the seventh week, representing 56.36% of the total population. Thus, the previous process reverses, and the number of infected people falls as the number of new infections falls.

At this point, the number of recovered people has reached a significant fraction of the total population, and its growth is, in the absence of treatments and vaccines, the only way of ending the pandemic, which is called the "herd immunity". In our simulation, the long run recovered population represents 91.26% of the total population, while 8.46% remains susceptible. Total deaths represent 0.27% of the initial population. Figure 1 shows this dynamics.

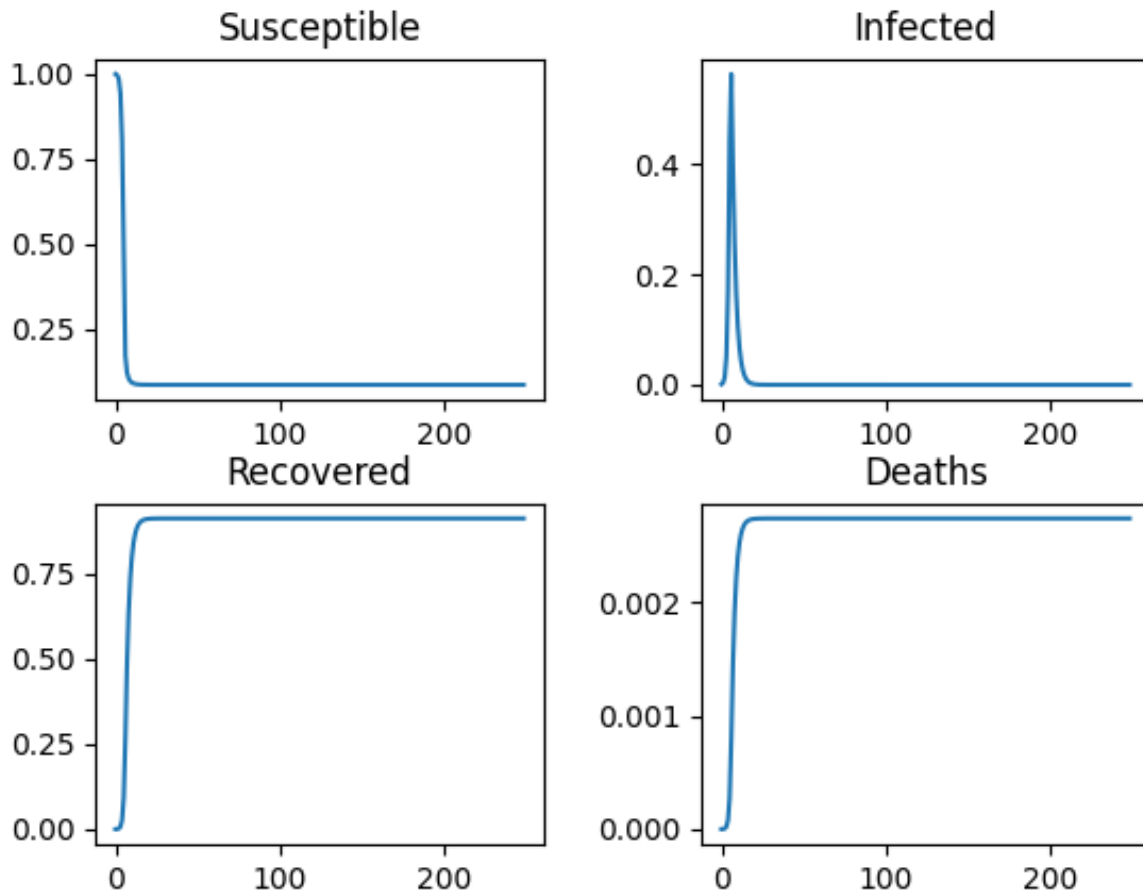


Figure 1: Dynamics of the populations

From the macroeconomics perspective, the dynamics of the epidemic induce recessions. The aggregate consumption falls for two reasons. The first one is due to the low productivity of the small fraction of the population that remains infected. The second, and more important, is due to the number of deaths during the pandemic, that, in turn, also leads to a permanent reduction of the workforce.

In this first analysis, we present the results for the competitive equilibrium, where the government does not interfere in the economy to control the evolution of the pandemic. The dynamics of the pandemic is affected only by the decisions of the economic agents, who has the freedom to reduce their own probabilities of infection by reducing consumption and hours worked.

Similar to what [8] found, the results point to a scenario that only susceptible people are concerned about reducing the infection rate by consuming and working less. Figure 2 shows this pattern. The recovered people are indifferent to the pandemic, for they can no longer get infected, and, thus, act according to what they would act if there was no pandemic. In the other hand, the infected people reduce consumption, not to control the pandemic, but because, given their lower

labor productivity, their income is lower, and, thus, they face a higher budget constraint. However, their hours worked do not differ from the steady state: because they are already infected, they do not have anything to lose by working - similar to the recovered people.

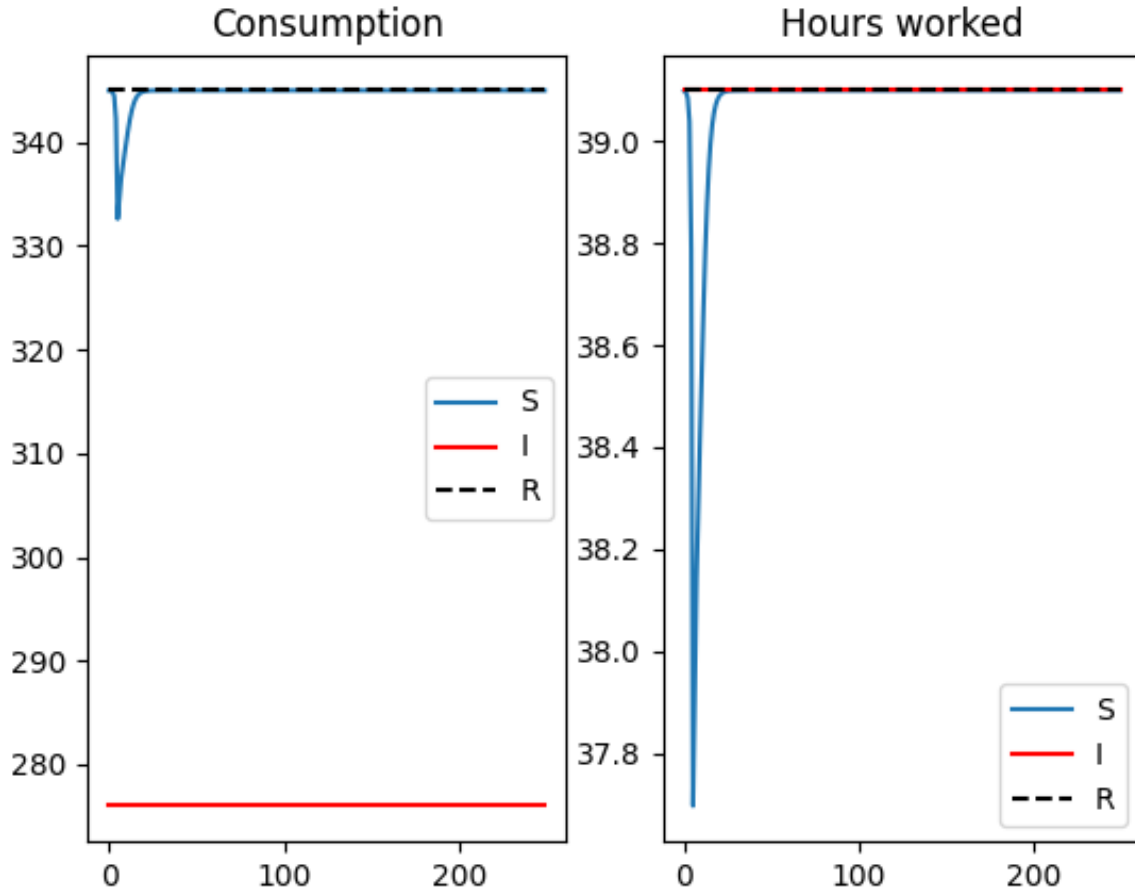


Figure 2: Agents' consumption and hours worked

4.2 Comparison between economies with different average number of links

Now we shall look at what happens when we increase the average number of peers of the economy, given by $\langle z \rangle$. We do this by increasing the value of the parameter a . The figures below present the results. Figure 3 shows the dynamics of the populations, while Figure 4 shows the consumption and work trajectory for the susceptible agent alone, because the infected and recovered agents would maintain their behavior constant, just like in Figure 2.

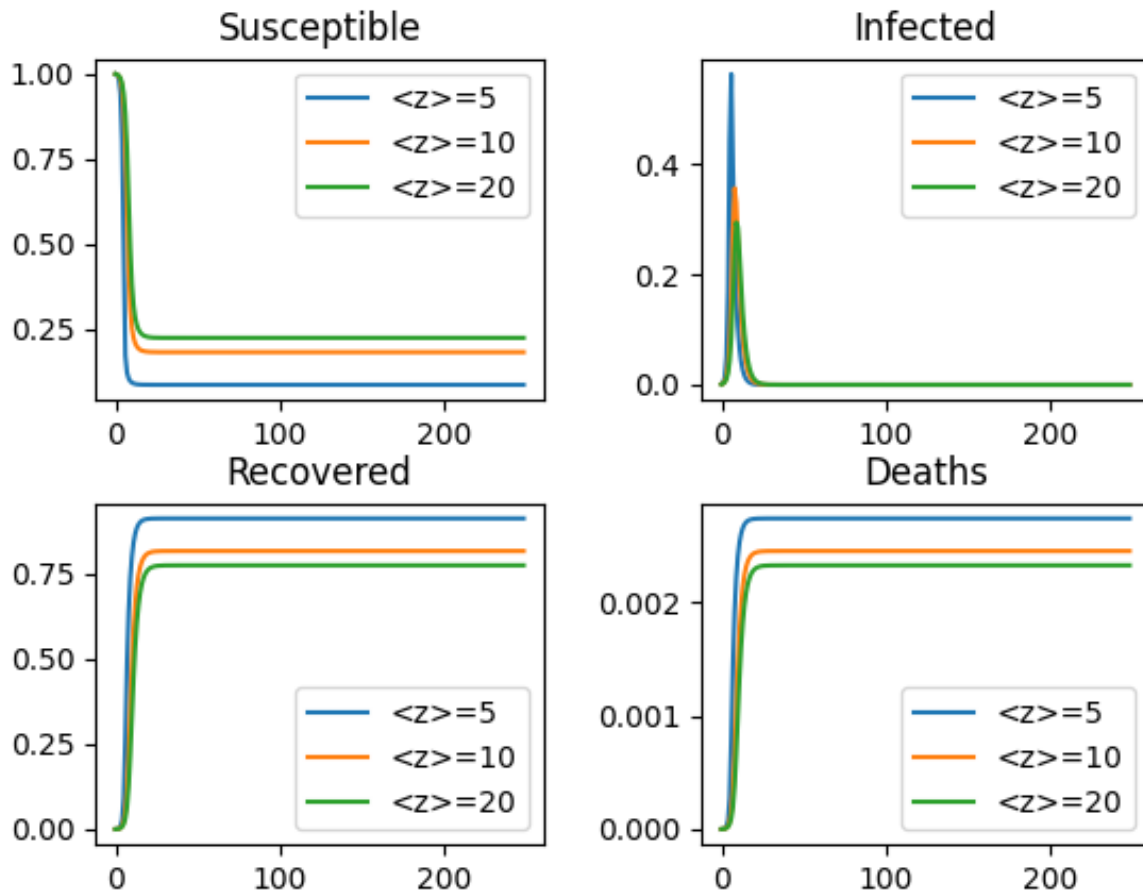


Figure 3: Populations dynamics for different $\langle z \rangle$

Intuitively, one could expect that more connected economies would produce more infected people and more deaths during a pandemic. However, our results show quite the opposite. The populations dynamics, shown by Figure 1, says that more connected economies are associated with less infected people and less deaths. The blue, orange and green lines indicate an economy where the average number of peers is 5, 10 and 20, respectively.

When $\langle z \rangle = 10$, the infected population reaches the peak at the ninth week, two weeks later than the baseline calibration. In that week, infected represent 35.63% of the total population, which is a quite decline, compared to the baseline calibration. In addition, 81.68% of the total population are recovered in the long run, 18.06% remain susceptible, and the deaths represent 0.24% of the initial population. If we set $\langle z \rangle = 20$, these numbers get a new improvement. Infected population peaks "only" at the tenth week, reaching 29.45% of the population. In the long run, 77.48% are recovered, 22.27% remain susceptible and 0.23% of the initial population decrease

Such result might not be what one expected to be. What, then, should be the reason why the populations have those trajectories? The main cause of this (rather unexpected) result is

associated with the probability a susceptible agent receives the virus from a peer, given by Ω_t^c and Ω_t^n - equations (1) and (2). Critically, they say that a higher average number of connections in the society - higher $\langle z \rangle$ - reduces the probability a susceptible agent receives the virus from a peer.

This could be interpreted the following way: if one has many friends, or links, the strength of connection between her and any of her links might not be as high as it would be if she had only one or two friends. The same logic apply to her friend: if her friend has many links, the connection between her and her friend may be relatively weak.

Bringing the discussion to our results, in the society whose average number of links is equal to 5, the probability a susceptible agent receives the virus from a peer is around twice as high as in the society whose average number of links equals 10, and about four times higher than if $\langle z \rangle$ was equal to 20. This happens because, as said, the strength of connection is inversely proportional to the average number of links.

However, we must emphasize that our equations do not say that there is a single negative effect of the increasing of the average number of peers on the number of infected people and on the number of deaths. There certainly is a positive effect - the more intuitive one. It is reflected in equations (3) and (4). The more connections one has, the more probable it is for her to receive the virus from at least one peer. What is happening here is that the negative effect outweighs the positive one.

Another reason that might contribute to this result is the fact that, critically, susceptible people internalize the fact that the risk of infection increases as their average number of peers increases. Thus, for any given consumption and work level, susceptible agents expect to be more likely to get infected when their number of peers is higher. This expectation makes them cut more on their economics activities if they are highly connected in the network, and cut less when they are less connected.

Figure 4 shows that, when, on average, people have 5 peers, they cut less on consumption and work (they maintain a level of approximately R\$ 332 of consumption and approximately 37.75 hours worked per week) than when the average number of links is 10, which is, again, a smaller cut than the one when people have, on average, 20 peers.

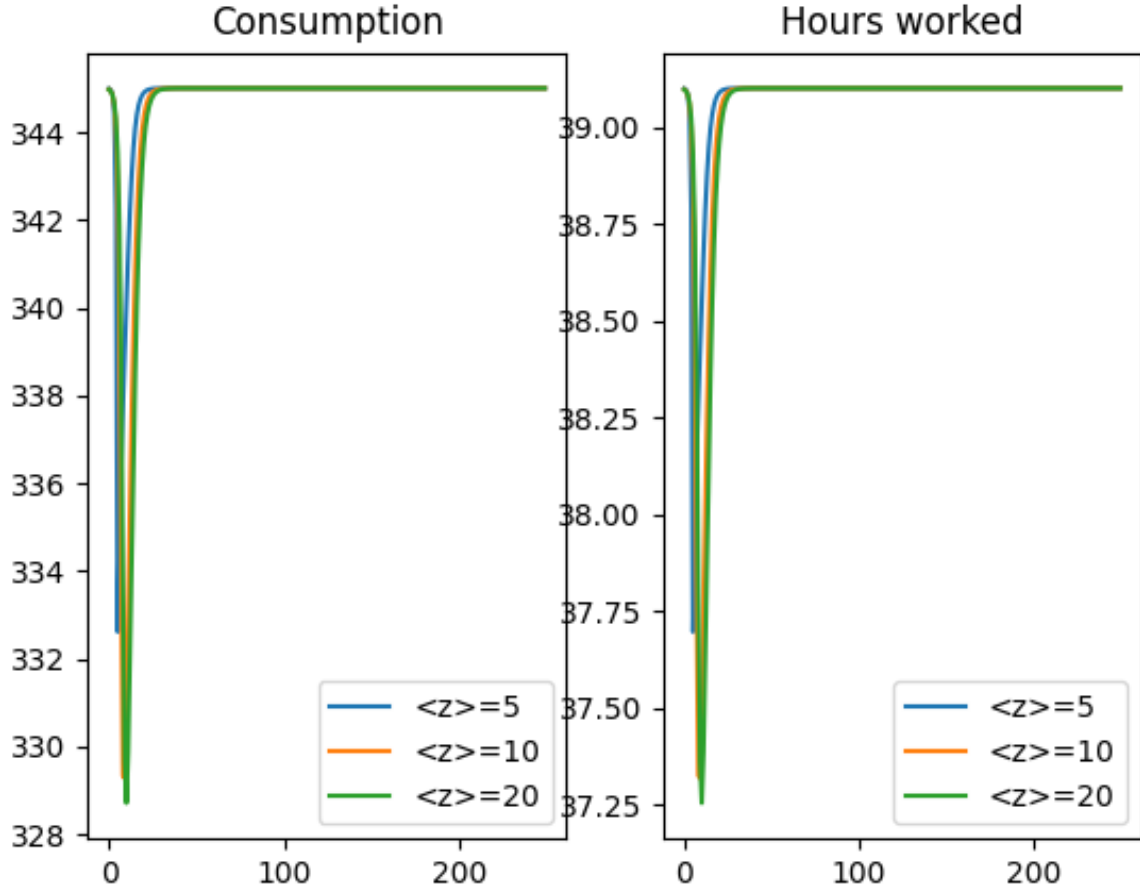


Figure 4: Consumption and hours worked by susceptible agent for different $\langle z \rangle$

When people internalize that they live in a highly connected environment, they understand that they need to be more careful in order to avoid the transmission of the virus. On the other hand, when they live in a low connected environment, they understand they do not need to be as careful as in the former scenario. Loosely speaking, the highly connected society "overestimates" the spread of the virus, and the low connected society "underestimates" that spread.

The costs of the underestimation of the spread of the virus, in the low connected societies, is the unexpected scenario: because people tend not to be much careful, they do not cut much on consumption and work, what, despite the low connected environment, increases the rate at which the virus is passed from infected to susceptible agents, given by $\varphi(c_t^I, c_t^S) \cdot s$.

5 Conclusion

In this paper, we analyze the specific effects of the COVID-19 pandemic on the Brazilian economy, given the characteristics of its economy and social network. In addition, we study the sensibility of the dynamics of the pandemic on the social network features. For that, we use a

Susceptible-Infected-Recovered (SIR) model adapted to a network environment.

Like [8] found, the results show the already known behavior of susceptible people reducing consumption and hours worked in order to reduce the probability of becoming infected. With respect to the network environment, we find an interesting result. In our model, a person with a higher number of links will be more likely to get infected through its network. In the other hand, the higher the average number of links in the society, the lower the probability of one becoming infected, because the connection between the links is lower. The results show the latter effect prevails over the former.

Although such result might seem surprising, we must understand the limits of its implications. These results only hold in a *ceteris paribus* condition. It means that it is meaningless to compare different countries with different characteristics and state that the most connected one should suffer less from a pandemic. However, for similar countries, with similar features, the model we adopt says that the less connected one should have more problems in dealing with it.

References

- [1] Daron Acemoglu, Victor Chernozhukov, Iván Werning, Michael D Whinston, et al. *A multi-risk SIR model with optimally targeted lockdown*, volume 2020. National Bureau of Economic Research Cambridge, MA, 2020.
- [2] Marcelo Arbex, Dennis O’Dea, and David Wiczer. Network search: Climbing the job ladder faster. *International Economic Review*, 60(2):693–720, 2019.
- [3] Andrew Atkeson. What will be the economic impact of covid-19 in the us? rough estimates of disease scenarios. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2020.
- [4] David W Berger, Kyle F Herkenhoff, and Simon Mongey. An seir infectious disease model with testing and conditional quarantine. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2020.
- [5] Zachary A Bethune and Anton Korinek. Covid-19 infection externalities: Trading off lives vs. livelihoods. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2020.
- [6] Luan Borelli and Geraldo Sandoval Góes. A macroeconomia das epidemias: heterogeneidade interestadual no brasil. 2020.
- [7] Abel Brodeur, David Gray, Anik Islam, and Suraiya Bhuiyan. A literature review of the economics of covid-19. *Journal of Economic Surveys*, 35(4):1007–1044, 2021.
- [8] Martin S Eichenbaum, Sergio Rebelo, and Mathias Trabandt. The macroeconomics of epidemics. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2020.
- [9] Tatiana Kolodin Ferrari, Luiza de Alencar Dusi, Daniel A Feitosa Lopes, and Fabiano Mezadre Pompermayer. Estimativa do valor da vida estatística e do valor da economia de tempo em viagens nas rodovias brasileiras com a utilização de pesquisa de preferência declarada. 2019.
- [10] Gita Gopinath. The great lockdown: Worst economic downturn since the great depression. *IMF blog*, 14:2020, 2020.
- [11] William Ogilvy Kermack and Anderson G McKendrick. A contribution to the mathematical theory of epidemics. *Proceedings of the royal society of london. Series A, Containing papers of a mathematical and physical character*, 115(772):700–721, 1927.
- [12] Gal Levy. Commentary: Preparation for pandemics prevents pandemonium. *The Journal of Thoracic and Cardiovascular Surgery*, 160(4):948, 2020.
- [13] Matheus Rabelo and Johann Soares. The macroeconomics of epidemics: results for brazil. Technical report, Working paper, 2020.

- [14] Glauber Rocha, Rafael Lima de Moraes, and Letícia Klug. O custo econômico da poluição do ar: estimativa de valor da vida estatística para o brasil. Technical report, Texto para Discussão, 2019.

A Algorithm for computing the equilibrium

The algorithm used to compute the equilibrium is similar to the one that was used by [8]. The difference is that we adjust for the network environment.

For a given sequence of containment rates, $\{\mu_{ct}\}_{t=0}^{H-1}$, for some large horizon, H , guess the sequences for $\{n_t^S, n_t^I, n_t^R\}_{t=0}^{H-1}$. Similarly, I solve the model for $H = 250$ weeks. Compute the sequence of the remaining unknowns variables in each of the following equilibrium equations:

$$\begin{aligned}
 \theta n_t^R &= A \lambda_{bt}^R (1 - \mu_{nt}), \\
 (c_t^R)^{-1} &= (1 + \mu_{ct}) \lambda_{bt}^R, \\
 u(c_t^R, n_t^R) &= \ln c_t^R - \frac{\theta}{2} (n_t^R)^2, \\
 (1 + \mu_{ct}) c_t^R &= (1 - \mu_{nt}) A n_t^R + \Gamma_t, \\
 \theta n_t^I &= \phi^I (1 - \mu_{nt}) A \lambda_{bt}^I, \\
 (c_t^I)^{-1} &= (1 + \mu_{ct}) \lambda_{bt}^I, \\
 u(c_t^I, n_t^I) &= \ln c_t^I - \frac{\theta}{2} (n_t^I)^2, \\
 (1 + \mu_{ct}) c_t^S &= (1 - \mu_{nt}) A n_t^S + \Gamma_t, \\
 u(c_t^S, n_t^S) &= \ln c_t^S - \frac{\theta}{2} (n_t^S)^2, \\
 D_z &= (a - 1) z^{-a}, \\
 \Omega_t^c &= \rho_t^c \frac{\varphi(c_t^I, c_t^S)}{\langle z \rangle} m_t^I, \\
 \Omega_t^n &= \rho_t^n \frac{\varphi(n_t^I, n_t^S)}{\langle z \rangle} m_t^I, \\
 p_t^n &= 1 - (1 - \Omega_t^c)^z, \\
 p_t^n &= 1 - (1 - \Omega_t^n)^z, \\
 P_t^c &= \int_{z=1}^{\infty} p_t^c D_z dz = (a - 1) \int_{z=1}^{\infty} [1 - (1 - \Omega_t^c)^z] z^{-a} dz, \\
 P_t^n &= \int_{z=1}^{\infty} p_t^n D_z dz = (a - 1) \int_{z=1}^{\infty} [1 - (1 - \Omega_t^n)^z] z^{-a} dz.
 \end{aligned}$$

Given initial values for Pop_0, S_0, I_0, R_0 and D_0 , iterate forward using the following six equations for $t = 0, \dots, H - 1$:

$$T_t = m_t^S (P_t^c)^\gamma (P_t^n)^{(1-\gamma)},$$

$$Pop_{t+1} = Pop_t - \pi_D m_t^I,$$

$$m_{t+1}^S = m_t^S - T_t,$$

$$m_{t+1}^I = (1 - \pi_R - \pi_D) m_t^I + T_t,$$

$$m_{t+1}^R = m_t^R + \pi_R m_t^I,$$

$$m_{t+1}^D = m_t^D + \pi_D m_t^I.$$

Iterate backwards from the post-epidemic steady-state value of V_t^S , V_t^I and V_t^R :

$$V_t^R = \max_{c_t^R, n_t^R} \{u(c_t^R, n_t^R) + \beta V_{t+1}^R\},$$

$$V_t^I = \max_{c_t^I, n_t^I} \{u(c_t^I, n_t^I) + \beta [(1 - \pi_R - \pi_D) V_{t+1}^I + \beta \pi_R V_{t+1}^R]\},$$

$$\tau_t = \frac{T_t}{m_t^S} = (P_t^c)^\gamma (P_t^n)^{(1-\gamma)},$$

$$V_t^S = \max_{c_t^S, n_t^S, \tau_t^S} \{u(c_t^S, n_t^S) + \beta [(1 - \tau_t) V_{t+1}^S + \tau_t V_{t+1}^I]\}.$$

Calculate the sequence of the remaining unknowns in the following equations:

$$\beta(V_{t+1}^I - V_{t+1}^S) - \lambda_{rt} = 0,$$

$$(c_t^S)^{-1} - \lambda_{bt}^S(1 + \mu_{ct}) - \lambda_{rt}\gamma \left(\frac{P_t^n}{P_t^c}\right)^{1-\gamma} \frac{(a-1)\rho_t^c m_t^I (1 - \lambda_c) m_t^S}{\langle z \rangle (m_t^S c_t^S + m_t^I c_t^I)^{\lambda_c}} \int_{z=1}^{\infty} (1 - \Omega_t^c)^{z-1} z^{1-a} dz = 0,$$

$$(1 + \mu_{ct}) c_t^I = A n_t^I + \Gamma_t,$$

$$m_t^S c_t^S + m_t^I c_t^I + m_t^R c_t^R = A N_t,$$

$$-\theta n_t^S + (1 - \mu_{nt}) \lambda_{bt}^S w_t^S - \lambda_{rt}(1 - \gamma) \left(\frac{P_t^c}{P_t^n}\right)^\gamma \frac{(a-1)\rho_t^n m_t^I (1 - \lambda_n) m_t^S}{\langle z \rangle (m_t^S n_t^S + m_t^I n_t^I)^{\lambda_n}} \int_{z=1}^{\infty} (1 - \Omega_t^n)^{z-1} z^{1-a} dz = 0.$$