



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 28 – nº 2

Abril – Junho 2024

ARTIGOS

Taxação de bebidas açucaradas: evidências para o Brasil

Cláudia César Batista Julião, Alexandre Bragança Coelho, Maria Micheliana da Costa Silva

Subsídios ao ensino superior geram efeitos no mercado de trabalho?

Avaliação do Programa Nossa Bolsa no estado do Espírito Santo
Kiara de Deus Demura, Caio Ferreira Lopes, Renato Seixas, Pablo Lira

Restrições a robôs em pregões eletrônicos: impactos nos leilões de café do Comprasnet

André Menegatti, Claudio R. Lucinda

As interações entre crescimento econômico e inovação nos países da OCDE: uma abordagem com modelagem PVAR

José Alderir da Silva, José Luís da Silva Netto Junior, Cássio da Nobrega Besarria

Demand-driven training and job turnover: the effects of Brazil's Pronatec-MDIC at firm and worker level

Rodrigo Quintana, Túlio Cravo

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 28 – nº 2 Abril – Junho 2024

PAPERS

Taxation of sugar-sweetened beverages: evidence for Brazil

Cláudia César Batista Julião, Alexandre Bragança Coelho, Maria Micheliana da Costa Silva

Do higher education subsidies have an impact on the job market?

Evaluation of the Nossa Bolsa Program in the state of Espírito Santo

Kiara de Deus Demura, Caio Ferreira Lopes, Renato Seixas, Pablo Lira

Restrictions on robots in electronic auctions: impacts on Comprasnet coffee auctions

André Menegatti, Claudio R. Lucinda

The interactions between economic growth and innovation in OECD countries: a PVAR modeling approach

José Alderir da Silva, José Luís da Silva Netto Junior, Cássio da Nobrega Besaria

Demand-driven training and job turnover: the effects of Brazil's Pronatec-MDIC at firm and worker level

Intec-MDIC at IIMI and worker Rodrigo Quintana, Túlio Cravo

ISSN 1980-5330



9 771980 533000

APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 28 – nº 2

Abril – Junho 2024

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte	Eliezer Martins Diniz
Fernando Antonio de Barros Júnior	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

Conselho Editorial

Andrea Rodrigues Ferro UFSCar, Brasil	Andreza Aparecida Palma UFSCar, Brasil
Carlos Roberto Azzoni USP, Brasil	Cassia Kely Favoretto UEM, Brasil
Cássio F. Camargo Rolim UFPR, Brasil	Cláudio Monteiro Considera UFF, Brasil
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR, Brasil	Danyelle Karine Santos Branco FGV/SP, Brasil
Denisard C. de Oliveira Alves USP, Brasil	Elaine Toldo Pazello USP, Brasil
Eleuterio F. S. Prado USP, Brasil	Fabiana Fontes Rocha USP, Brasil
Fernando de Holanda Barbosa FGV/RJ, UFF, Brasil	Francisca Zilania Mariano UFC, Brasil
Francisco Anuatti Neto USP, Brasil	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois, EUA
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros USP, Brasil	Gustavo Maia Gomes IPEA, Brasil
Heloisa Lee Burnquist USP, Brasil	José A. Scheinkman Princeton University, EUA

ECONOMIA APLICADA

Vol. 28 – nº 2

Abri – Junho 2024

Conselho Editorial

José Marcelino da Costa NAEA/PA, Brasil	Kalinca Leia Becker UFSM, Brasil
Lízia de Figueirêdo UFMG, Brasil	Marcelo Portugal UFRGS, Brasil
Márcio Gomes Pinto Garcia PUC/RJ, Brasil	Maria José Willumsen Florida International University, EUA
Mário Luiz Possas UFRJ, Brasil	Mônica Viegas Andrade UFMG, Brasil
Paulo César Coutinho UnB, Brasil	Paulo Nogueira Batista Júnior FGV/SP, Brasil
Pedro Cesar Dutra Fonseca UFRGS, Brasil	Pedro Luiz Valls Pereira FGV/SP, Brasil
Pierre Perron Boston University, EUA	Renata Del Tedesco Narita PUC/RJ, Brasil
Ricardo R. Araújo Lima UnB, Brasil	Roberto Smith UFC, Brasil
Rodolfo Hoffmann USP, Brasil	Rogério Studart UFRJ, Brasil
Russell E. Smith Washburn University, EUA	Sérgio Werlang FGV/RJ, Brasil
Tomás Málaga FGV/SP, Brasil	Victor Bulmer-Thomas University of London, Reino Unido
Viviani Silva Lirio UFV, Brasil	Wilson Suzigan Unicamp, Brasil



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) concorda(m) que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Esta revista na versão on-line possui vários indexadores, cuja lista atualizada encontra-se no site da revista no Portal Revistas USP.

Secretária: Juliana de Freitas Vitória

Capa: Christof Gunkel

Revisão linguística (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Beatriz Porfirio Germin

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-PR/USP
Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

email: revecap@usp.br

site: <https://www.revistas.usp.br/ecoap>

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP.

Economia Aplicada / Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo – v.1, n.1 (1997–). – Ribeirão Preto, SP: FEA-RP, 1997–

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP
ISSN 1980-5330

1. Economia I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Departamento de Economia.

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 28 – nº 2

Abril – Junho 2024

ARTIGOS

- 161 Taxação de bebidas açucaradas: evidências para o Brasil**
Cláudia César Batista Julião , Alexandre Bragança Coelho , Maria Micheliana da Costa Silva
- 201 Subsídios ao ensino superior geram efeitos no mercado de trabalho?
Avaliação do Programa Nossa Bolsa no estado do Espírito Santo**
Kiara de Deus Demura , Caio Ferreira Lopes , Renato Seixas , Pablo Lira
- 219 Restrições a robôs em pregões eletrônicos: impactos nos leilões de café do Comprasnet**
André Menegatti , Claudio R. Lucinda
- 257 As interações entre crescimento econômico e inovação nos países da OCDE: uma abordagem com modelagem PVAR**
José Alderir da Silva , José Luís da Silva Netto Junior , Cássio da Nobrega Besarria
- 281 Demand-driven training and job turnover: the effects of Brazil's Pronatec-MDIC at firm and worker level**
Rodrigo Quintana , Túlio Cravo

TAXAÇÃO DE BEBIDAS AÇUCARADAS: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

CLÁUDIA CÉSAR BATISTA JULIÃO *
ALEXANDRE BRAGANÇA COELHO †
MARIA MICHELIANA DA COSTA SILVA ‡

Resumo

Este estudo analisou os efeitos da taxação na demanda de bebidas açucaradas no Brasil e suas implicações sobre o estado nutricional dos brasileiros. Com dados da POF/IBGE, utilizou-se o método QUAIDS para estimar um sistema de demanda com 15 categorias alimentares, incluindo bebidas açucaradas. O imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas mostrou-se eficaz para reduzir a quantidade demandada. Contudo, o efeito líquido do imposto sobre o peso corporal foi um aumento médio anual de 250g per capita, principalmente devido a relações de substituição entre bebidas açucaradas e alimentos como feijão, leite e suco natural. De forma geral, as evidências encontradas sugerem que a taxação de bebidas açucaradas seja implementada com outros instrumentos de políticas, especialmente políticas informativas.

Palavras-chave: bebidas açucaradas; taxação; Brasil.

Abstract

This paper analyzed the effects of taxation on the demand of sugar-sweetened beverages (SSBs) in Brazil and its implications on Brazilians' nutritional status. For this, with data from POF/IBGE, we estimated a QUAIDS demand system comprising 15 food items, including SSBs. The simulated 20% *ad valorem* tax on SSBs was effective in reducing the quantity demanded. However, the net effect the tax impacts on body weight was an average annual increase of 250g in per capita body weight, mainly due to the replacement of SSBs by foods such as beans, milk, and natural juice. In general, the evidence suggests that taxation of SSBs should be implemented with other policy instruments, especially informative policies.

Keywords: sugar-sweetened beverages; taxation; Brazil.

JEL classification: D12, R22, C39

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea189861>

* Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE). E-mail: claudia.cesar@ufrpe.br

† Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: acoelho@ufv.br

‡ Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: maria.micheliana@ufv.br

1 Introdução

A obesidade tem se tornado uma epidemia global. Atualmente 1,9 bilhões de pessoas no mundo estão acima do peso e 600 milhões são diagnosticadas com obesidade ([FAO, 2016](#)). Entre adultos, as taxas de obesidade têm aumentado em todos os países do mundo e ainda mais rapidamente em países de baixa e média renda ([GLOPAN, 2016](#)). No Brasil, por exemplo, entre os anos de 2006 e 2017, o percentual da população adulta obesa nas capitais dos estados brasileiros e do Distrito Federal aumentou de 11,8% para 18,9%, e com excesso de peso aumentou de 42,6% para 54%, apresentando uma variação anual média de 1,14 pontos percentuais ([BRASIL, 2018](#)).

Estima-se que o excesso de peso e a obesidade provocaram, no mundo, 3,4 milhões de mortes e 93,6 milhões de AVAI (anos de vida ajustados em função da incapacidade) em 2010 ([WHO, 2014](#)). No Brasil, dados da Pesquisa Nacional de Saúde (2013) indicam que mais de 70% das mortes brasileiras são provocadas por doenças crônicas não transmissíveis (DCNT), como o câncer, o diabetes e as doenças cardiovasculares, que têm a obesidade como um dos principais fatores de risco, a qual está associada ao consumo excessivo de bebidas açucaradas ou SSBs (*Sugar-Sweetened Beverages*) ([BES-RASTROLLO et al., 2016](#)).

A pesquisa VIGITEL BRASIL 2017 – de vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico – considera o consumo de refrigerantes (ou refresco/ suco artificial) um marcador de padrões não saudáveis de alimentação e encontra que, no conjunto de 27 cidades brasileiras analisadas (26 capitais e o Distrito Federal), a frequência do consumo de refrigerantes em cinco ou mais dias da semana em 2017 foi de 14,6% ([BRASIL, 2018](#)). Embora essa frequência esteja diminuindo – em 2006 esse valor era de 30,9% ([BRASIL, 2018](#)) –, ainda se tem um elevado consumo desse tipo de bebida, sendo o refrigerante o alimento que apresentou em 2008-2009 a quinta maior média de consumo per capita nos domicílios brasileiros, ficando atrás apenas de alimentos como arroz, feijão, café e suco ([IBGE, 2011a](#)).

Nesse contexto, em março de 2017, o governo brasileiro por meio do Ministério da Saúde, lançou três metas¹: i) deter o crescimento da obesidade na população adulta; ii) reduzir em 30% o consumo regular de refrigerantes e de suco artificial; iii) aumentar em, pelo menos 17,8%, o percentual de adultos que consomem frutas e verduras regularmente. Apesar das metas estarem bem definidas, o governo brasileiro não sinalizou claramente quais serão as medidas adotadas para atingi-las. Contudo, pode-se sugerir medidas fiscais como os impostos para desestimular o consumo de refrigerantes e sucos industrializados e possivelmente auxiliar na contenção do aumento da taxa de obesidade brasileira.

Por serem calorias vazias com pouco ou nenhum valor nutricional e alto teor calórico, o grupo das bebidas açucaradas ou SSBs (*Sugar-Sweetened Beverages*), do qual fazem parte os refrigerantes e os sucos industrializados, tem sido alvo de políticas de taxação como ferramenta para controlar o crescimento das taxas de obesidade. Exemplo disso é o imposto de 1 peso/litro sobre os SSBs implementado em 2014 no México ([COLCHERO et al., 2016](#); [GROGGER, 2017](#)), como também o imposto de 0,0716 €/litro sobre SSBs que começou a vigorar em 2011 na França ([BERARDI et al., 2016](#)).

¹Ver Portal da Saúde ([BRASIL, 2017](#)).

No Brasil, há poucos estudos que investigam os efeitos de taxação sobre SSBs. Destaca-se o trabalho de [Claro et al. \(2012\)](#), que investiga, a partir de dados da POF 2002-2003, se a tributação das bebidas açucaradas melhoraria a dieta dos brasileiros. Os autores encontram uma alta elasticidade preço de SSBs para o Brasil, indicando que a aplicação de impostos levaria a reduções no seu consumo. Contudo, [Claro et al. \(2012\)](#) realizam análise em nível mais agregado, agrupando todas as bebidas açucaradas em uma única categoria e todos os demais alimentos em outra única categoria complementar, o que pode influenciar nas elasticidades encontradas. Além disso, o trabalho usa modelo log-log e não faz análise por nível de consumo, bem como não compara diferentes tipos de impostos (volumétricos versus valor adicionado).

Outrossim, estudos mais recentes têm analisado os impactos da taxação de bebidas açucaradas no Brasil, porém com enfoque em variáveis macroeconômicas. Em [Pereira et al. \(2019\)](#), analisa-se o repasse dos impostos aos preços desses produtos no contexto brasileiro. Já o estudo de [Lucinda et al. \(2020\)](#) simula cenários de tributação e seus impactos em variáveis como PIB e empregos gerados. Todavia, apesar de ambos analisarem o impacto do imposto na demanda, nenhum dos trabalhos analisam a contribuição desse tipo de política para saúde dos brasileiros, via redução de consumo de açúcar e das taxas de sobrepeso e obesidade, por exemplo.

Portanto, para contribuir com esse debate, esta pesquisa tem como objetivo analisar os efeitos da taxação na demanda de bebidas açucaradas no Brasil e suas implicações sobre o estado nutricional dos brasileiros, a partir de dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF/IBGE) de 2008/2009. Para tanto, considera-se uma cesta de bens desagregada em 15 categorias, que inclui não somente alimentos classificados como SSBs (Refrigerantes regulares de cola; demais refrigerantes regulares; sucos industrializados e bebidas energéticas), mas também outros tipos de alimentos, incluindo outros ultraprocessados. Isso permitiu um olhar mais completo sobre o impacto no IMC, dado as relações de complementariedade ou substituição que a categoria a ser taxada pode ter com os demais tipos de alimentos. Outra contribuição relevante está na investigação da heterogeneidade dos efeitos da taxação por nível de renda e dentre os grandes consumidores de SSBs e na simulação de diferentes cenários de taxação. A abordagem aplicada está em linha com importantes estudos internacionais sobre os efeitos de taxações aos preços de SSBs, como em [Etilé e Sharma \(2015\)](#), [Finkelstein et al. \(2013\)](#) e [Sharma et al. \(2014\)](#).

Com essa análise, pretende-se dar subsídios a questões como a taxação de SSBs necessária para, por exemplo, alcançar a meta do governo de reduzir o consumo desse tipo de produto em 30%; se indivíduos de distintos extratos de renda e grandes consumidores de bebidas açucaradas respondem diferentemente a mudanças nos preços dos SSBs; se um imposto volumétrico sobre essas bebidas provocaria uma maior redução em seu consumo do que o imposto de valor adicionado (VAT). Portanto, as respostas a essas questões propiciarão direcionamento de políticas públicas no combate à obesidade e promoção da saúde dos brasileiros, o que torna a análise pertinente.

Além desta introdução, o trabalho foi organizado em mais três seções. Na seção seguinte apresenta-se a estratégia empírica norteadora da pesquisa. Na terceira seção, os resultados são apresentados. E, por fim, na quarta sessão tem-se a discussão desses resultados e as conclusões.

2 Estratégia Empírica

A estratégia adotada para atingir o objetivo deste trabalho de analisar os impactos da taxação de bebidas açucaradas na demanda e suas implicações no estado nutricional dos brasileiros dividiu-se em duas etapas. Primeiramente, estimou-se o sistema de demanda; os procedimentos foram detalhados na subseção 2.2. Em seguida, simulou-se os cenários de taxação e suas implicações, que estão descritos no subtópico 2.3. As bases de dados utilizadas em cada uma dessas etapas foram especificadas na subseção 2.1.

2.1 Base de dados

A Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para uma amostra de 55 970 domicílios nos anos de 2008-2009, abrangendo as áreas urbanas e rurais de todo o território brasileiro, foi utilizada para desenvolver este trabalho. A POF 2008-2009² contém vários registros em que se têm informações sobre as estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos das famílias brasileiras, além de informações antropométricas dos indivíduos (IBGE, 2010).

Na Caderneta de Aquisição Coletiva da POF, encontram-se informações relativas aos alimentos adquiridos pelas famílias destinados ao consumo domiciliar, em que foram registrados, diariamente e durante sete dias consecutivos, a descrição detalhada de cada produto adquirido, a quantidade, a unidade de medida, o valor da despesa em reais e a forma de aquisição do produto (IBGE, 2010). Logo, informações como quantidade adquirida de SSBs por domicílio e valor da despesa com esses produtos – dados necessários para estimação do sistema de demanda e, consequentemente, para o cálculo das elasticidades – foram retiradas desse registro.

Além da Caderneta de Despesa (nº 11), outros registros da POF foram utilizados. O registro de Domicílio (nº 1) foi utilizado para construir as variáveis de renda e arranjo domiciliar. Já o registro de Pessoas (nº 2) foi utilizado para a construção das demais variáveis demográficas que compõem os vetores z_{ik} , D_{ik} e A_{ik} . A descrição dessas variáveis demográficas encontra-se no Tabela 1.

Como na Caderneta de Aquisição Coletiva não se tem o consumo alimentar efetivo de cada integrante do domicílio, foi necessário utilizar uma subamostra da POF 2008-2009 chamada de Bloco de Consumo Alimentar Pessoal (POF 7), que registrou informações sobre a ingestão de alimentos individual, para calcular o impacto da taxação no consumo efetivo e no peso corporal dos brasileiros. Os dados da POF 7 foram coletados para todos os moradores com 10 anos ou mais de idade em 13 569 domicílios selecionados, correspondente a uma subamostra de 24,3% dos domicílios totais investigados na POF 2008-2009. Dessa forma, foram obtidas informações sobre o consumo alimentar individual de 34 003 moradores, que registraram detalhadamente em dois dias consecutivos os nomes dos alimentos consumidos, o tipo de preparação, a

²A POF 2017-2018 é mais recente e seus dados indicam uma significativa redução no consumo de bebidas açucaradas na população brasileira. Segundo relatório sobre a Análise do Consumo Alimentar Pessoal no Brasil (IBGE, 2020), o consumo de refrigerantes da POF de 2008-2009 para 2017-2018 diminuiu em todas as classes de renda. No quarto de renda mais elevada essa redução foi mais que o dobro (43%) do que no 1º quarto de renda (20%). Contudo, optou-se por utilizar os dados da POF 2008-2009, pois os dados antropométricos da POF 2017-2018 são autodeclarados e não mais medidos pelos entrevistadores.

Tabela 1: Variáveis dos vetores z_{ik} , D_{ik} e A_{ik}

Localização domiciliar	
urbano	1 - Domicílio em área urbana; 0 - caso contrário
norte	1 - Domicílio na região Norte; 0 - caso contrário
nordeste	1 - Domicílio na região Nordeste; 0 - caso contrário
sul	1 - Domicílio na região Sul; 0 - caso contrário
centro-oeste	1 - Domicílio na região Centro-Oeste; 0 - caso contrário
Características Domiciliares	
sexo	1 - Chefe de família do sexo feminino; 0, caso contrário
idade	Anos de idade do chefe de família
escolaridade	Anos de estudo do chefe de família
crianças_adolesc	Total de crianças e adolescentes no domicílio
cônjuges_trab	1 - Ambos os cônjuges trabalham; 0 - caso contrário
unipessoal	1 - Domicílio com apenas uma pessoa; 0 - caso contrário
renda*	Renda domiciliar mensal per capita

Fonte: Elaboração própria.

*Nota: variável que compõe apenas os vetores z_{ik} e A_{ik} .

medida usada, a quantidade consumida, o horário e se o consumo do alimento ocorreu no domicílio ou fora do domicílio ([IBGE, 2011a](#)).

Em resumo, a Caderneta de Aquisição Coletiva da POF foi utilizada para calcular as elasticidades, que, portanto, foi medida a nível domiciliar e, depois de se considerar apenas os domicílios que adquiriram pelo menos um item das 15 categorias de produtos analisados, a amostra final contou com 50 386 observações. Já os efeitos da taxação das bebidas açucaradas sobre o peso corporal foram analisados a nível de indivíduo, considerando a subamostra da POF do Bloco de Consumo Alimentar Individual, que após o consumo de acordo com as 15 categorias de alimentos analisadas e considerar apenas os indivíduos com informações para os dois dias da entrevista, a amostra final contou com 32 898 observações³.

2.2 Estimação do sistema de demanda

O artigo de [Deaton e Muellbauer \(1980\)](#) foi um dos primeiros a propor a estimativa de formas funcionais flexíveis de demanda. A partir de uma aproximação de segunda ordem de uma função de dispêndio qualquer, os autores desenvolvem o modelo AIDS (*Almost Ideal Demand System*). Entretanto, [Banks, Blundell e Lewbel \(1997\)](#) constataram que frequentemente as curvas de Engel são não lineares no logaritmo do dispêndio total e propuseram o modelo QUAIDS (*Quadratic Almost Ideal Demand System*), que preserva todas as vantagens do AIDS e adiciona um termo quadrado do logaritmo do dispêndio total. A especificação do modelo QUAIDS é a seguinte:

$$w_{ik} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_{jk} + \beta_{ik} \ln \left[\frac{x_k}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left\{ \ln \left[\frac{x_k}{a(p)} \right] \right\}^2 \quad (1)$$

em que, w_{ik} ⁴ é a parcela de gastos domiciliar com a i-ésima bebida açucarada, adquirida no k-ésimo domicílio; x_k é o dispêndio total do domicílio com o

³Nesse caso, assume-se a hipótese de que as elasticidades-preço calculadas a nível familiar (por meio da Caderneta de Aquisição Coletiva, sem considerar aquisições fora do domicílio) poderiam refletir o comportamento de consumo a nível individual dentro e fora do domicílio.

⁴ $w_{ik} = \frac{p_i q_{ik}}{\sum_i p_i q_{ik}}$, onde q_{ik} é a quantidade adquirida do bem i pelo domicílio k .

grupo de alimentação; p_j é o preço do bem j ; α_i , γ_{ij} , β_i e λ_i são os parâmetros a serem estimados; $b(p) = \prod_j p_j^{\beta_j}$ é um agregador de preços Cobb-Douglas e $a(p)$ é um índice de preços de Laspeyres definido por:

$$\ln a(p) = \ln P = \sum_{j=1}^n w_j^0 \ln(p_j) \quad (2)$$

em que w_j^0 é a parcela de gastos no período base, podendo ser também considerada como a média da parcela de gastos com o j -ésimo bem.

No caso das Pesquisas de Orçamento Familiares (POFs), a informação de preço pago pelos bens não está disponível, então se calculou o valor unitário através da divisão da despesa total com a compra do produto (x_{ik}) pela quantidade adquirida para cada domicílio (q_{ik}), $UV_{ik} = \frac{x_{ik}}{q_{ik}}$. Entretanto, Deaton (1997) pondera que os valores unitários envolvem a questão da qualidade do bem adquirido, resultando em endogeneidade dos preços. Para contornar esse problema, foi utilizado o procedimento de Cox e Wohlgemant (1986) que consiste em regredir a diferença entre os valores unitários (UV_{ik}) e as suas médias estaduais (UV) pelas características do domicílio. Assume-se que os desvios em relação aos valores unitários médios refletem os “efeitos qualidade” induzidos por características domiciliares, assim como fatores não sistemáticos ligados à oferta⁵, representados por variáveis presentes no vetor (A_{ik}), apresentadas no Tabela 1:

$$UV_{ik} - \overline{UV} = \sum_i \eta_{ik} A_{ik} + \nu_i \quad (3)$$

Assim, os preços ajustados pela qualidade (p_{ik}) são dados por:

$$p_{ik} = UV_{ik} - \sum_i \widehat{\eta}_{ik} A_{ik} \quad (4)$$

ou $p_{ik} = \overline{UV} + (\widehat{\nu}_i)$, em que $(\widehat{\nu}_i)$ é o resíduo estimado na equação (4).

Ao considerar a separabilidade fraca das preferências, é possível que a quantidade demandada pela i -ésima bebida (q_{ik}) e o dispêndio total com os bens que compõem o grupo em análise, alimentos e bebidas, (x_k) sejam simultaneamente determinados, ocasionando em endogeneidade do dispêndio. Para corrigir esse problema, adotou-se o procedimento de regressão aumentada de Blundell e Robin (1999) que consiste em, primeiramente, regredir o dispêndio em um conjunto de variáveis exógenas e computar os resíduos dessa equação:

$$\ln x_k = \alpha_0 + \sum_k a_k A_{ik} + b_j \log P + \nu_k \quad (5)$$

em que a_k é o vetor de parâmetros associado às variáveis de características domiciliares A_{ik} apresentadas no Tabela 1; e b_j é o parâmetro do índice de preços $\log P$. Em seguida, incluem-se os resíduos como variável explicativa nas equações de demanda do modelo QUAIDS, juntamente com o dispêndio.

⁵Para isso, construiu-se a variável de supermercado, a qual representa a frequência em que o bem foi adquirido nesse tipo de local de aquisição e que visa captar efeitos da oferta dos produtos.

Além das endogeneidades de preço e do dispêndio, um problema comum na estimação de sistemas de demanda a partir de pesquisas de orçamentos familiares é o grande número de domicílios que apresentam gastos nulos com algum bem particular dado o alto nível de desagregação dos produtos. Para solucionar esse problema, conhecido como Problema do Consumo Zero (PCZ), seguiu-se a abordagem de [Shonkwiler e Yen \(1999\)](#) que consiste em um método de estimação de dois estágios. No primeiro estágio, calcula-se a probabilidade de um domicílio consumir determinado bem a partir das características sociodemográficas. No segundo estágio, estima-se o sistema de demanda. O procedimento pode ser descrito da seguinte forma:

1º Estágio

$$\begin{aligned} d_{ik}^* &= z'_{ik} \alpha_i + \vartheta_{ik} \\ d_{ik} &= \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ik}^* > 0 \\ 0 & \text{se } d_{ik}^* \leq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

$$y_{ik} = d_{ik} y_{ik}^* \quad \text{para } i = 1, \dots, m \text{ e } k = 1, \dots, K \quad (6)$$

2º Estágio

$$y_{ik}^* = f(x_{ik}, \beta_i) + \epsilon_{ik}$$

$$y_{ik} = d_{ik} y_{ik}^* \quad (7)$$

em que d_{ik}^* é uma variável latente representando a diferença em utilidade entre comprar ou não o i -ésimo bem; d_{ik} é uma variável binária observada para representar a escolha do k -ésimo domicílio consumir o i -ésimo bem ($d_{ik} = 1$) ou não ($d_{ik} = 0$); y_{ik}^* e y_{ik} são, respectivamente, uma variável latente e uma variável dependente observada que representam a quantidade consumida do i -ésimo alimento ultraprocessado; $f(x_{ik}, \beta_i)$ é uma função de demanda; x_{ik} vetor de variáveis exógenas composto por preços, dispêndio e variáveis demográficas; z_{ik} vetor de variáveis exógenas composto por variáveis demográficas e de renda apresentadas no Tabela 1; β_i e α_i são vetores de parâmetros; θ_{ik} e ϵ_{ik} são os erros aleatórios.

No primeiro estágio, a partir de um modelo probit, estimou-se o vetor de parâmetros α_i e, em seguida, calculou-se a função de densidade de probabilidade $\phi(z'_{ik} \widehat{\alpha}_l)$ e a função de distribuição acumulada $\Phi(z'_{ik} \widehat{\alpha}_l)$. Por fim, y_{ik} foi estimado através de um SUR (*Seemingly Unrelated Regression*)⁶ e definido por:

$$y_{ik} = \Phi(z'_{ik} \widehat{\alpha}_l) f(x_{ik}, \beta_i) + \delta_i \phi(z'_{ik} \widehat{\alpha}_l) + \xi_{ik} \quad (8)$$

Dessa forma, assumindo que a forma funcional $f(x_{ik}, \beta_i)$ em (8) é representada pelo modelo QUAIDS definido em (1) e que variáveis que captam a heterogeneidade de consumo entre os domicílios também são consideradas, o sistema de demanda estimado foi:

⁶Para mais informações sobre o modelo SUR, consultar [Zellner \(1962\)](#).

$$w_{ik} = \Phi(z'_{ik}\widehat{\alpha}_l) \left\{ \sum_k \theta_{ik} D_{ik} + \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{x_k}{a(p)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(p)} \left(\ln \left[\frac{x_k}{a(p)} \right] \right)^2 + u_i \widehat{v}_k \right\} + \delta_i \phi(z'_{ik}\widehat{\alpha}_l) + \xi_{ik} \quad (9)$$

em que D_{ik} é um vetor de variáveis que caracterizam o k-ésimo domicílio⁷ e θ_{ik} são os respectivos parâmetros estimados; u_i é o parâmetro dos resíduos da equação (4) de correção da endogeneidade do dispêndio; ξ_{ik} é um termo de erro com média zero.

Assim, as elasticidades preço da demanda foram calculadas diferenciando (9) com respeito a $\ln p_j$, obtendo-se (BANKS; BLUNDELL; LEWBEL, 1997):

$$e_{ij} = \frac{\mu_{ij}}{w_i} - \delta_{ij} \quad (10)$$

em que: $\delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } i = j \\ 0 & \text{se } i \neq j \end{cases}$ e
 $\mu_{ij} \equiv \frac{\partial w_i}{\partial \ln p_j} = \Phi(z'_{ik}\widehat{\alpha}_i) \left\{ \gamma_{ij} - \left[\beta_i + \frac{2\lambda_i}{b(p)} (\ln x_r - \ln P) \right] w_j^0 - \frac{\lambda_i \gamma_i}{b(p)} (\ln x_r - \ln P)^2 \right\}$

Dessa forma, o modelo detalhado em (9) foi utilizado para estimar o sistema de demanda, o qual tem suas categorias de produtos especificadas na Tabela 2⁸. A imposição da restrição de Aditividade⁹ das parcelas de gastos é garantida pela estimação de um sistema de demanda para n-1 bens (YEN; LIN; SMALLWOOD, 2003). Assim, o sistema de demanda foi estimado para 15 bens e o bem Água foi tratado como bem residual¹⁰. Contudo, pela imposição da restrição de Aditividade, foi possível recuperar os parâmetros para essa categoria e obter as respectivas elasticidades.

⁷As variáveis que compõem o vetor D_{ik} estão descritas no Tabela 1.

⁸As escolhas das categorias foram orientadas, em partes, pela literatura (FINKELSTEIN *et al.*, 2013; SHARMA *et al.*, 2014). Contudo, agrupamentos como os realizados nas categorias 3 e 9 foram necessários devido a restrições dos dados. As categorias específicas de alimentos, de 11 a 15, representam uma adaptação da classificação NOVA (MONTEIRO *et al.*, 2018) com alimentos ultraprocessados desmembrados para melhor investigar as relações de substituição e de complementariedade desses subgrupos com as bebidas açucaradas. Estatísticas relacionadas à proporção de domicílios com consumo zero, participação no gasto dos domicílios, quantidade média adquirida e valor unitário médio das categorias de alimentos são apresentadas nas tabelas A.7 e A.8 do Apêndice, referentes, respectivamente, à amostra geral e às amostras por classe de renda.

⁹A aditividade é a propriedade da função demanda que indica que o valor total das demandas Marshallianas é o dispêndio total, ou seja, os consumidores irão sempre atingir o limite superior do seu conjunto de possibilidades. Para mais detalhes, consultar Deaton e Muellbauer (1980).

¹⁰Optou-se por considerar a Água como bem residual por se tratar de item sem calorias e, consequentemente, ter pouca relevância na análise sobre o estado nutricional das relações dessa categoria com as de bebidas açucaradas. Além disso, foi uma categoria que apresentou grande proporção de consumo zero (96,15%), como pode ser observado na Tabela A.7 do apêndice. Ademais, observou-se robustez dos resultados com relação a mudanças na escolha da categoria de bem residual. Outras tentativas de estimação – por exemplo, a categoria 15-Outros alimentos ultraprocessados como bem residual – foram realizadas e os resultados apresentaram pouca variação de magnitude dos parâmetros, conservando-se os padrões das relações.

Tabela 2: Categorias do sistema de demanda das bebidas açucaradas

Classificação	Itens de consumo
SSBs	1-Refrigerantes regulares de cola 2-Demais refrigerantes regulares 3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas
Demais bebidas	4-Bebidas diet/light 5-Suco natural 6-Leite integral 7-Leite desnatado 8-Bebidas lácteas ^b 9-Café e Chá 10-Água
Alimentos (classificação NOVA ^a)	11-Alimentos <i>in natura</i> ou minimamente processados ^c 12-Alimentos processados ^d 13-Alimentos ultraprocessados doces ^e 14-Alimentos ultraprocessados salgados ^f 15-Outros alimentos ultraprocessados ^g

Fonte: Elaboração própria.

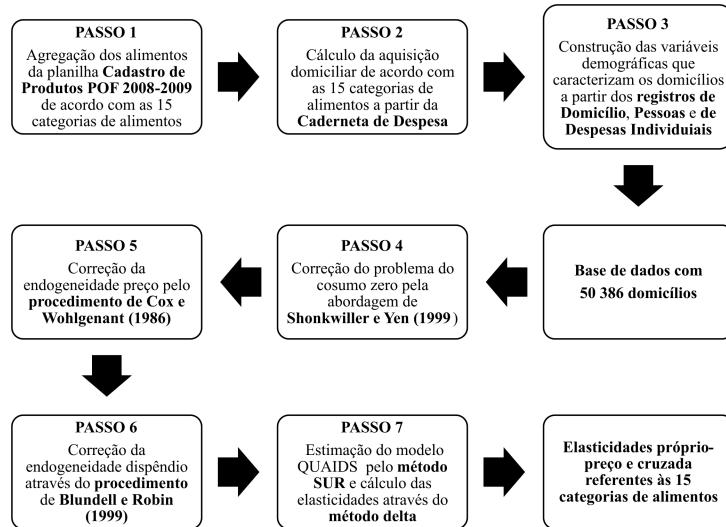
Notas: ^aClassificação baseada no nível de processamento dos alimentos; ^b iogurtes, achocolatados, leite fermentado, leite com sabor, bebidas lácteas com sabor e adoçadas; ^c Arroz, feijão, carnes, ovos, verduras, legumes, frutas, raízes e tubérculos, nozes e sementes, iogurte natural, preparações à base de lentilha, ervilha, soja, frutos do mar, preparações feitas com misturas de vários alimentos e outros cereais (milho, aveia e trigo e suas farinhas e preparações como cuscuz e pratos de macarrão); ^d carnes processadas, conservas de frutas e hortaliças e pão francês; ^e Balas, confeitos, chocolates, gelatina, pudins, sorvetes, bolos, biscoitos e tortas doces; ^f Hambúrguer e cheeseburguer, hot dog, salgados fritos e assados e semelhantes, pizzas, pratos de massa ou de carne congelados, macarrão instantâneo, sopas em pó, bolachas salgadas e salgadinhos tipo chips; ^g Margarina, molhos industrializados, cereais matinais e embutidos.

No caso específico de sistemas de demanda de bebidas açucaradas, é comum serem consideradas apenas categorias de bebidas. Contudo, segundo Finkelstein *et al.* (2013), esse tipo de análise tem limitação, pois desconsidera possíveis relações de substituição e complementariedade entre as categorias de bebidas açucaradas e os alimentos, o que pode influenciar os resultados da eficácia do imposto sobre SSBs em reduzir peso corporal. Sendo assim, como pode ser visto na Tabela 2, além do grupo de SSBs e das Demais bebidas, foi acrescentado o grupo de Alimentos segundo a classificação NOVA que agrupa os alimentos de acordo com o nível de processamento (MONTEIRO *et al.*, 2018).

Por fim, ressalta-se que, além de ser estimado um sistema de demanda para a amostra completa englobando todos os domicílios, foi realizada também análise para o percentil 95º do consumo de SSBs. Esse grupo incluiu os domicílios que adquiriram mais do que 7 litros de SSBs por semana, sendo considerados grandes consumidores de bebidas açucaradas. Sendo este grupo mais suscetível a DCNTs, o objetivo foi investigar se os efeitos da taxação seriam diferentes para esse grupo ou mesmo verificar se os grandes consumidores teriam uma demanda menos elástica do que o consumidor médio. Investigação semelhante foi realizada por Sharma *et al.* (2014) em trabalho para a Austrália e por Bonnet e Réquillart (2023) em análise para França.

Ademais, com a finalidade de investigar possíveis heterogeneidades, também foi realizada análise por faixa de renda, na tentativa de verificar se o imposto de SSBs seria regressivo para o caso brasileiro, como encontraram

Figura 1: Resumo das etapas de estimação do sistema de demanda



Fonte: Elaborado própria.

[Lin et al. \(2011\)](#) e [Sharma et al. \(2014\)](#) ao também realizar análise por faixa de renda. Assim, os domicílios foram agrupados em três classes de acordo com os quartis da variável renda domiciliar per capita mensal: (i) Classe Baixa, em que se encontram os domicílios com renda mensal per capita até R\$ 249,95, 1º quartil; (ii) Classe Média que engloba o 2º quartil, compreendendo as famílias com renda mensal per capita entre R\$ 249,95 e R\$ 878,50; e (iii) Classe Alta que se refere ao 3º quartil, e nele estão os domicílios com renda mensal per capita maior que R\$ 878,50.

Sendo assim, a partir da estimativa de (9), as elasticidades-preço (10) puderam ser calculadas para todos os domicílios e para cada faixa de renda e de consumo, sendo, então, consideradas para analisar a mudança no comportamento do consumidor frente a alterações nos preços das bebidas açucaradas através da taxação. Isso foi possível porque as elasticidades são funções dos parâmetros estimados no QUAIDS e a aplicação do método delta¹¹ possibilitou a realização de inferências estatísticas sobre as elasticidades calculadas. As etapas desse processo de estimativa encontram-se resumidas na Figura 1.

2.3 Impacto da taxação de bebidas açucaradas na demanda e no peso corporal

Depois de se obter o grau de sensibilidade dos consumidores a partir das elasticidades, pôde-se simular políticas de taxação sobre o consumo das bebidas açucaradas no Brasil e analisar seu impacto na demanda. Desse modo, após uma intervenção nos preços, a nova quantidade consumida foi dada por ([LEINFERT; LUCINDA, 2015](#)):

¹¹O método delta permite transformar a matriz de variância-covariância dos parâmetros estimados na matriz de variância-covariância das elasticidades (parâmetros de interesse), possibilitando encontrar os valores dos desvios-padrões e fazer inferência estatística sobre os resultados. Para mais detalhes desse método, ver [Deaton \(1997\)](#).

$$\Delta Q = E \cdot \Delta P' \quad (11)$$

em que ΔQ é um vetor com as n variações percentuais das quantidades consumidas pelos indivíduos depois da política; E é uma matriz $n \times n$ das elasticidades próprio-preço e cruzadas do i -ésimo bem; ΔP é uma matriz de variação dos preços dos n bens.

Assim, o impacto total sobre a quantidade consumida de cada categoria de alimentos foi definido por:

$$\bar{q}_1 = \sum_{l=1}^L \bar{q}_{l1} \quad (12)$$

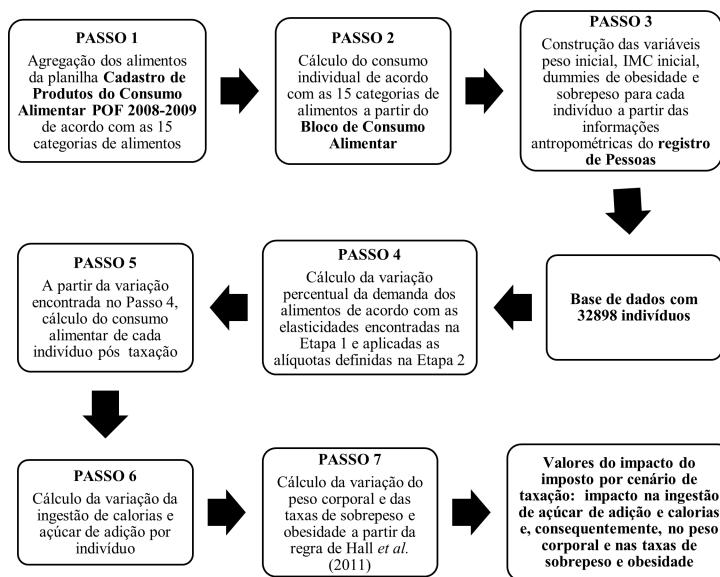
em que \bar{q}_1 é a quantidade média consumida considerando todos os alimentos após a mudança nos preços; \bar{q}_{l1} é a quantidade final do l -ésimo bem.

As políticas tributárias simuladas foram as seguintes¹²:

- **Cenário I:** aumento de 20% nos preços das bebidas açucaradas, ou seja, um imposto *ad valorem* de 20% foi aplicado para as categorias de Refrigerantes regulares de cola, Demais refrigerantes regulares, Bebidas energéticas e Sucos industrializados. Esse valor de alíquota de 20% é comum na literatura de taxação de SSBs ([DHARMASENA; CAPPS JR, 2012](#); [FINKELSTEIN et al., 2013](#); [LIN et al., 2011](#); [SHARMA et al., 2014](#); [ETILÉ; SHARMA, 2015](#); [SMITH; LIN; LEE, 2010](#)). Por isso, também foi adotado neste trabalho para que os resultados pudessem ser comparados com os já existentes na literatura.
- **Cenário II:** a alíquota foi de R\$ 0,20/L da quantidade média adquirida das respectivas categorias de bebidas açucaradas, ou seja, calculou-se o volume médio que os domicílios costumavam adquirir de cada categoria das bebidas açucaradas e para cada litro desse volume total teve-se um aumento de R\$ 0,20 nos respectivos preços. Assim, por exemplo, as categorias de refrigerantes regulares, consumidas em maiores volumes, tiveram alíquotas expressivas de 43,31% (Refrigerantes regulares de cola) e de 54,46% (Demais refrigerantes regulares). Alíquotas estabelecidas de acordo com o volume também são comuns na literatura de taxação de bebidas açucaradas ([BONNET; RÉQUILLART, 2023](#); [BROWNELL et al., 2009](#); [JACOBSON; BROWNELL, 2000](#)) e a alíquota específica de R\$ 0,20/L foi adotada baseada em [Sharma et al. \(2014\)](#) e [Etilé e Sharma \(2015\)](#), que, ambos em trabalho para Austrália, investigaram um imposto de SSBs de 20cents/L.
- **Cenário III:** a alíquota foi estabelecida na proporção de aumento de 1% nos preços para cada grama de açúcar de adição contida nas respectivas categorias de bebidas açucaradas. Os valores das alíquotas variaram entre 8% (Bebidas energéticas) e 10,61% (Demais refrigerantes regulares). Dado que se tratam de bebidas açucaradas, o objetivo de analisar um cenário com a alíquota estabelecida de acordo com a quantidade de açúcar foi poder analisar um cenário em que a indústria, para se esquivar da taxação, poderia reduzir a quantidade do nutriente taxado nas suas

¹²Os valores exatos das alíquotas em cada cenário estão na Tabela A.6 no Apêndice.

Figura 2: Resumo das etapas de simulação do imposto sobre os SSBs



Fonte: Elaborado própria.

formulações. Embora em outra perspectiva, no caso fat tax, [Leifert e Lucinda \(2015\)](#) também estabeleceram o critério de 1% de aumento nos preços só que para cada grama de gordura.

Após calculado o impacto do imposto na demanda das bebidas açucaradas, foi possível transformar a variação da quantidade consumida em variação de energia (kcal) com o auxílio da tabela de composição nutricional dos alimentos disponibilizada pelo [IBGE \(2011b\)](#). Sendo assim, foi possível mensurar o impacto do imposto na ingestão calórica diária.

Como o objetivo da pesquisa era também analisar o impacto da taxação de alimentos no peso corporal dos brasileiros, observou-se a variação da quantidade de calorias após o imposto e utilizou-se a regra geral de [Hall et al. \(2011\)](#) para mensurar esse impacto no peso corporal. [Hall et al. \(2011\)](#) afirmaram que a perda de peso pode diminuir à medida que a pessoa se torna mais magra e criticaram algumas taxas de conversão por simplificar os complexos processos dinâmicos desencadeados por reduções e aumentos na ingestão de calorias no corpo humano. Assim, a partir dessas críticas e de modelagem matemática, os autores forneceram uma regra prática aproximada para um adulto¹³ com sobre peso médio: cada mudança de ingestão diária de energia de 100 KJ levaria a uma mudança de peso corporal de 1kg ao longo de um ano. Portanto, essa foi a taxa de conversão utilizada nesse trabalho. A Figura 2 resume as etapas desse processo de simulação da política de taxação dos SSBs.

¹³Para crianças e adolescentes, foi utilizada taxa de conversão específica por sexo e por idade desenvolvida por [Hall et al. \(2013\)](#).

3 Resultados

Esta seção dedica-se a analisar os resultados da pesquisa e está organizada em quatro blocos. Inicialmente são apresentadas as elasticidades próprio-preço e cruzadas, calculadas a partir dos resultados do segundo estágio de estimação¹⁴. Em seguida, analisam-se os efeitos do imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas. Posteriormente, comparam-se os efeitos desse imposto com outros dois distintos cenários de taxação. Por fim, apresentam-se os impactos por faixa de renda do imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas.

3.1 Elasticidade preço

Os resultados das elasticidades preço encontram-se na Tabela 3. Na diagonal principal, com valores em negrito, estão as elasticidades próprio-preço. As elasticidades-preço cruzada são todos os demais elementos que não estão na diagonal principal, em que o elemento e_{qipj} indica o quanto que a quantidade demandada do bem da linha i se altera em resposta a uma variação de 1% no preço do bem da coluna j.

Analizando-se inicialmente as elasticidades da diagonal principal, observa-se que para as 15 categorias de bens analisadas, as elasticidades próprio-preço são estatisticamente significativas a 1% e têm sinal negativo, estando de acordo com a teoria da demanda, em que preço e quantidade demandada têm relação inversa. Outro ponto que cabe destacar é que a maioria dos produtos apresentou demanda elástica, isto é, um aumento percentual dos preços provocaria uma variação proporcionalmente maior na quantidade demandada.

Analizando na Tabela 3, especificamente as categorias das bebidas açucaradas, onde incidiram as políticas de preços simuladas neste trabalho, observam-se os seguintes valores de elasticidade próprio-preço: Refrigerantes regulares de cola -0,769, Demais refrigerantes regulares -1,2999 e Sucos industrializados & Bebidas energéticas -3,162. Assim, a categoria Refrigerantes regulares de cola apresenta demanda inelástica, ao contrário das demais categorias de SSBs. Isso pode ser explicado pelo fato de os produtos dessa categoria estarem fortemente relacionados às suas marcas, o que fideliza mais o consumidor e torna a demanda menos elástica. Além disso, observando pela perspectiva das categorias que apresentaram demanda mais elásticas, os Demais refrigerantes regulares e a categoria de Sucos industrializados & Bebidas Energéticas, esse resultado pode ser explicado pela maior disponibilidade de bens substitutos para essas categorias.

Em relação às elasticidades preço cruzadas, analisando especialmente as relações das bebidas açucaradas com as demais categorias de bebidas (4, 5, 6, 7, 8, 9 e 10), pode-se observar que prevalecem relações de substituição. Por exemplo, um aumento nos preços dos refrigerantes (categorias 1 e 2) provocaria uma migração de consumo para outros tipos de bebidas como suco natural, leite integral, leite desnatado, iogurtes, achocolatados e bebidas lácteas com sabor (itens das categorias 5, 6, 7 e 8).

Por outro lado, dentre as relações de SSBs e as categorias de alimentos (11, 12, 13, 14 e 15) prevalecem relações de complementariedade. Por exemplo,

¹⁴Os resultados da estimação do modelo QUAIDS e dos demais procedimentos de correção do problema de consumo zero, da endogeneidade preço e dispêndio estão disponíveis mediante requisição aos autores.

Tabela 3: Elasticidades-preço ($e_{q_i p_j}$), 2009

	e_{i1}	e_{i2}	e_{i3}	e_{i4}	e_{i5}	e_{i6}	e_{i7}	e_{i8}	e_{i9}	e_{i10}	e_{i11}	e_{i12}	e_{i13}	e_{i14}	e_{i15}
e_{1j}	-0,769***	0,274***	0,0563	0,107***	0,169**	0,0526***	0,168***	0,179***	-0,0228	0,229***	0,251***	-0,0349	0,0171	0,0500	0,00151
e_{2j}	-0,0940	-1,299***	0,0776*	0,0622*	-0,193*	0,0971***	0,0129	0,0210	-0,00915	-0,0319	0,276***	-0,0402	0,0474	0,0981**	-0,00490
e_{3j}	-0,435***	0,0111	-3,162***	0,0424	0,0918	-0,0713***	-0,286***	0,0281	-0,0864*	0,106**	-0,406***	-0,00340	0,00310	0,132**	-0,0568
e_{4j}	-0,0797	-0,203	-0,0162	-4,016***	-0,668***	0,132***	0,0689	0,798***	-0,0804	0,115*	0,0358	0,179***	0,0236	0,338***	0,207***
e_{5j}	-0,170	0,801***	-0,0874	-0,0498	-2,654***	-0,0103	0,136*	-0,0125	-0,0491	0,0457	0,327***	0,132**	-0,224**	0,243**	-0,00263
e_{6j}	0,146**	0,00267	0,115***	-0,0891***	-0,369***	-1,298***	0,0365	0,0902**	0,0268	0,0321	-0,0695***	-0,0205	-0,0184	-0,0303	0,114***
e_{7j}	0,181	0,722***	-0,252***	0,132**	0,961***	0,145***	-2,576***	-0,0748	0,0968**	0,0562	-0,0759	0,0163	-0,0814	-0,497***	-0,0269
e_{8j}	0,238**	0,226**	-0,0442	0,238***	0,0881	0,00248	0,0594	-1,710***	0,0805**	-0,00963	-0,00134	0,0741**	0,0433	-0,0746*	0,0974***
e_{9j}	-0,0327	0,0333	-0,0606*	-0,0839***	-0,147*	0,0432***	-0,123***	-0,0109	-1,762***	-0,0678**	-0,305***	0,0328	-0,0919**	0,148***	-0,153***
e_{10j}	0,0207	-1,264***	1,114***	2,036***	0,641***	-0,133**	1,712***	-0,251	0,445***	-1,436***	0,404***	-0,257***	0,252**	0,0848	-0,0720
e_{11j}	0,0303**	0,0616***	0,00711	0,00196	-0,00272	0,0297***	0,00837**	0,0202**	0,0304***	0,0356***	-0,904***	-0,00366	0,00752	-0,0329***	-0,00716
e_{12j}	-0,0981**	-0,300***	-0,00154	0,0449***	0,205***	0,0176***	0,111***	-0,0535**	0,00814	-0,0271**	-0,0579***	-1,068***	0,00760	0,232***	0,0252*
e_{13j}	-0,0102	0,00189	0,0552*	-0,0237	-0,0326	-0,0222*	0,00365	0,0197	0,0101	0,0117	-0,186***	0,00499	-0,940***	0,122***	0,0123
e_{14j}	-0,154**	0,139**	0,0247	-0,0375*	-0,136*	-0,0756***	-0,124***	-0,0715*	-0,00345	-0,166***	-0,605***	0,0348*	-0,00426	-1,289***	-0,0293
e_{15j}	-0,152***	-0,205***	0,0623***	0,0619***	0,125**	0,0583***	-0,00158	-0,0613*	0,00123	0,000531	0,0429*	0,110***	-0,106***	-0,133***	-1,097***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ***Estatisticamente significativo a 1%. **Estatisticamente significativo a 5%. *Estatisticamente significativo a 10%. A interpretação das elasticidades-preço cruzadas deve considerar a mudança percentual da quantidade do bem na linha (q_i) em resposta à variação de 1% do preço do bem da coluna (p_j). As categorias dos bens são representadas por i= 1-Refrigerantes regulares de cola; 2-Demais refrigerantes regulares; 3- Sucos industrializados e Bebidas energéticas; 4- Bebidas diet/light; 5- Suco natural; 6- Leite integral; 7- Leite desnatado; 8- Bebidas lácteas; 9- Café e Chá; 10- Água; 11-Alimentos *in natura*; 12-Alimentos processados; 13-Alimentos ultraprocessados doces; 14-Alimentos ultraprocessados salgados; 15-Outros alimentos ultraprocessados. Assim, as categorias de 1-3 demarcam os SSBs, 4-10 as demais bebidas e de 11-15 as categorias de alimentos segundo a classificação NOVA.

aumento nos preços dos 1-Refrigerantes regulares de cola provocaria redução na demanda por queijos, carnes processadas, hambúrguer, salgados fritos, pizzas, pratos de massa ou de carne congelados, macarrão instantâneo e embutidos (itens das categorias 12, 14 e 15). Exceções a esse padrão são: i) Alimentos *in natura* que apresentada relação de substituição com as duas categorias de refrigerantes regulares; ii) Alimentos ultraprocessados doces que se comportam como bens substitutos em relação à categoria 3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas.

3.2 Efeitos do imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas

Considerando apenas as elasticidades estatisticamente significativas a, pelo menos, 10% de significância, os efeitos de um imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas foram investigados. Inicialmente, observa-se o impacto na quantidade demandada na Tabela 4, a qual apresenta, na primeira coluna, as categorias de bebidas e alimentos; na segunda coluna, tem-se o valor das variações de preços em cada categoria de produto; já a terceira coluna apresenta os efeitos diretos que representam os impactos do imposto considerando apenas as elasticidade próprio-preço; a quarta coluna isola apenas os efeitos substituição e de complementariedade das categorias de bebidas açucaradas entre si e com as categorias de demais bebidas e alimentos e, por fim, a quinta e última coluna mostra o efeito total, o qual representa a soma dos efeitos diretos e indiretos.

Analizando-se primeiramente os efeitos diretos, observa-se que um aumento de 20% nos preços das três categorias de bebidas açucaradas provocaria, respectivamente, uma redução no consumo de 15,38% nos Refrigerantes regulares de cola, de 25,98% nos Demais refrigerantes regulares (que incluem, por exemplo, refrigerantes de guaraná e de laranja) e de 63,24% nos Sucos industrializados e Bebidas Energéticas. Cabe destacar a categoria de Sucos industrializados e Bebidas Energéticas, que teria uma expressiva redução na quantidade demandada de mais de 60% como consequência de sua alta elasticidade próprio-preço (-3,162), sendo a bebida açucarada que apresentaria a maior redução percentual na quantidade demandada em resposta ao imposto.

Quando analisados apenas os efeitos das relações de substituição e complementariedade por meio das elasticidades-preço cruzadas, isto é, o efeito indireto, observa-se que, dentre as bebidas açucaradas, esse efeito é relativamente pequeno. Assim, os valores do efeito total seguem a tendência dos efeitos diretos: a categoria de Refrigerantes regulares de cola reduziria em 9,90% sua quantidade demandada, Demais refrigerantes regulares reduziria em 24,43% e Sucos industrializados e Bebidas Energéticas em 71,94%, sendo a categoria que mais sofreria variações em resposta ao imposto.

Como as alíquotas de imposto recaem apenas sobre as categorias das bebidas açucaradas, o efeito indireto é igual ao efeito total para todas as demais categorias. Com relação às categorias das demais bebidas, observa-se a prevalência de relações de substituição entre estas e as bebidas açucaradas, destacando-se as categorias de 5-Suco natural, com aumento de 16,02% da quantidade demandada, e as categorias de e 7-Leite desnatado 8-Bebidas lácteas, ambas com aumento de quase 10%. Em sentido oposto, as categorias de 9-Café e chá e 10-Água sofreriam uma redução, apesar de discreta, na quantidade demanda em consequência do imposto.

Tabela 4: Efeitos sobre a demanda do imposto *ad valorem* de 20% nas bebidas açucaradas, 2009

Categorias	Alíquota ΔP	Efeito direto ΔQ	Efeito indireto ΔQ	Efeito total ΔQ
Bebidas Açucaradas				
1-Refrigerantes regulares de cola	20%	-15,38%	5,48%	-9,90%
2-Demais refrigerantes regulares	20%	-25,98%	1,55%	-24,43%
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	20%	-63,24%	-8,70%	-71,94%
Demais bebidas				
4-Bebidas diet/light	0%	0 %	0 %	0 %
5-Suco natural	0%	0 %	16,02%	16,02%
6-Leite integral	0%	0 %	5,22%	5,22%
7-Leite desnatado	0%	0 %	9,40%	9,40%
8-Bebidas lácteas	0%	0 %	9,28%	9,28%
9-Café e Chá	0%	0 %	-1,21%	-1,21%
10-Água	0%	0 %	-3,00%	-3 %
Alimentos				
11-Alimentos <i>in natura</i>	0%	0 %	1,84%	1,84%
12-Alimentos processados	0%	0 %	-7,96%	-7,96%
13-Alimentos ultraprocessados doces	0%	0 %	1,10%	1,10%
14-Alimentos ultraprocessados salgados	0%	0 %	-0,30%	-0,30%
15-Outros ultraprocessados	0%	0 %	-5,89%	-5,89%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ainda na Tabela 4, as categorias que se referem a alimentos comportaram-se distintamente em resposta ao imposto de 20% sobre as bebidas açucaradas. A categoria de 13-Alimentos ultraprocessados doces – que engloba alimentos como sorvete, bolos, tortas biscoitos doces e chocolates – apresentaria um aumento de 1,10% na quantidade demandada como resultado da relação de substituição com os SSBs. Haveria também aumento na quantidade demandada de alimentos como feijão, arroz, legumes e carnes em consequência da relação de substituição entre a categoria 11-Alimentos *in natura* e as categorias de refrigerantes regulares, 1-Refrigerantes regulares de cola e 2-Demais refrigerantes regulares. Para as demais categorias de alimentos – que compreendem alimentos como pizzas, macarrão instantâneo, embutidos, carne processada e queijos – haveria redução da quantidade demandada em decorrência, principalmente, de relações de complementariedade com as categorias de refrigerantes regulares.

Dando continuidade à investigação, a Tabela 5 apresenta os efeitos do imposto *ad valorem* de 20% das bebidas açucaradas sobre a ingestão de calorias e, consequentemente, sobre o peso corporal médio anual per capita, IMC, taxas de sobrepeso e obesidade¹⁵. Nesse ponto, além dos impactos na amostra total,

¹⁵A obesidade e o sobrepeso são definidos a partir da medida antropométrica IMC (Índice de Massa Corporal), que é calculada pela razão entre o peso em quilogramas e o quadrado da altura em metros (kg/m^2). Para adultos, valores de IMC acima de $25,0 \text{ kg}/\text{m}^2$ correspondem a sobrepeso e valores de IMC maiores do que $30,0 \text{ kg}/\text{m}^2$ caracterizam a obesidade (WHO, 2018). Além disso, destaca-se que operacionalmente as taxas de sobrepeso e de obesidade foram calculadas a partir das informações de peso e altura disponíveis na POF 2008-2009. Primeiramente, calculou-se o IMC de cada indivíduo e, em seguida, foram criadas variáveis dummies de sobrepeso e de obesidade que assumiam o valor 1 caso o IMC fosse maior do que 25 e 30, respectivamente. Após a simulação do imposto, as variáveis foram recalculadas de acordo com as modificações ocorridas

também se pesquisou os efeitos dentre os 5% dos indivíduos que mais consumiram bebidas açucaradas, isto é, os do percentil 95º da faixa de consumo. Esses resultados encontram-se na segunda e na terceira coluna da Tabela 5, respectivamente.

Com relação à variação da quantidade de ingestão de calorias diárias per capita, o efeito foi decomposto por categoria de produtos, isto é, obteve-se o quanto cada categoria contribuiu para a variação calórica. Observa-se que a taxação seria eficaz no que diz respeito à redução da ingestão calórica proveniente do consumo de bebidas açucaradas na Amostra Total e no Percentil 95º de consumo. Respectivamente, a média da redução diária per capita de calorias seria de 1,62 kcal e 16,05 kcal na categoria de Refrigerantes de cola, 5,17 kcal e 9,36 kcal nos Demais refrigerantes regulares e uma diminuição média de 5,52 kcal e 22,17 kcal na categoria de Sucos industrializados e Bebidas energéticas. Seriam, portanto, reduções expressivas, sobretudo no Percentil 95º de consumo. Por exemplo, dado que o consumo médio diário per capita de calorias nessa faixa de consumo foi de 2206,36 kcal, a redução de 16,05 kcal que ocorreria na categoria de refrigerantes de cola representa de 0,73% no consumo calórico diário médio. Na amostra total, em que o consumo médio per capita de calorias foi de 1614,87 kcal, a redução de 1,70 kcal na categoria de refrigerantes de cola representa 0,11% do consumo calórico médio diário per capita.

Na Amostra Total, apesar das bebidas açucaradas terem contribuído para redução da ingestão de energia, o aumento do consumo de outras categorias mais calóricas como 5-Suco Natural e 11-Alimentos *in natura*, provocado pelo efeito substituição, neutralizou esse efeito. Isso é evidenciado na informação da variação calórica total, que seria de um acréscimo médio de 6,33 kcal diárias per capita. Consequentemente, o efeito líquido do imposto seria de um discreto aumento de 0,25 kg de peso corporal médio per capita na Amostra Total.

Contudo, no Percentil 95º de consumo, em que se encontram os indivíduos que mais consumiram bebidas açucaradas, o efeito líquido do imposto seria distinto, apresentando uma variação anual per capita média no peso corporal de -1,41 kg, como consequência de uma variação média de ingestão calórica diária per capita de -35,33 kcal. Esse resultado foi consequência, principalmente, das reduções calóricas dos próprios SSBs e do efeito de complementariedade¹⁶ encontrados no Percentil 95º de consumo entre as bebidas açucaradas e a categoria 11-Alimentos *in natura* (-12,48 kcal), que é a categoria mais consumida. Isso foi diferente do que ocorreu na Amostra Total em que houve uma variação positiva da ingestão calórica diária per capita proveniente dessa categoria.

Assim sendo, esses resultados sugerem que, apesar do efeito do imposto sobre a quantidade demandada das bebidas açucaradas ser de uma redução mais do que proporcional ao aumento dos preços – exceto para a categoria de Refrigerantes regulares de cola –, a política de preços, para a análise na amos-

na variável peso corporal.

¹⁶A matriz de elasticidade preço para o percentil 95º de consumo encontra-se na Tabela A.1 do Apêndice. Já a Tabela A.2, no apêndice, ilustra o efeito do imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas na demanda para esse percentil. E a Tabela A.10 apresenta estatísticas para esse percentil de consumo, tais como Proporção de domicílios com consumo zero, participação no gasto dos domicílios, quantidade média adquirida e valor unitário médio por categoria de alimento.

Tabela 5: Efeitos sobre a ingestão de calorias e peso corporal do imposto *ad valorem* de 20% nas bebidas açucaradas, 2009

Categorias	Amostra Total	Percentil 95º de consumo
ΔCalórica diária per capita (kcal)		
1-Refrigerantes regulares de cola	-1,70	-16,05
2-Demais refrigerantes regulares	-3,68	-9,36
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	-5,52	-22,17
4-Bebidas diet/light	0	0,14
5-Suco natural	9,68	4,26
6-Leite integral	1,17	1,17
7-Leite desnatado	0,17	0
8-Bebidas lácteas	1,91	0
9-Café e Chá	-0,35	0
10-Água	-0,003	0,04
11-Alimentos <i>in natura</i>	17,72	-12,48
12-Alimentos processados	-12,36	-8,11
13-Alimentos ultraprocessados doces	1,58	7,07
14-Alimentos ultraprocessados salgados	-0,44	20,95
15-Outros ultraprocessados	-1,84	-0,80
ΔCalórica diária per capita total (kcal)		
ΔPeso corporal anual per capita (kg)		
ΔIMC (%)		
ΔTaxa de sobrepeso (%)		
ΔTaxa de obesidade (%)		

Fonte: Resultados da pesquisa.

tra total, não se mostrou eficaz para redução do peso corporal dos brasileiros na média. Contudo, ao analisar especificamente o Percentil 95º de consumo, onde estariam indivíduos mais suscetíveis a DCNTs como diabetes, observa-se que o imposto de 20% sobre as bebidas açucaradas provocaria variação de -8,8% nas taxas de sobrepeso e de -16,8% nas taxas de obesidade para esse grupo. Isso revela a importância de se fazer esse tipo de análise, dado que os grandes consumidores de bebidas açucaradas podem ser alvo de políticas públicas específicas.

3.3 Comparação entre diferentes cenários de taxação de bebidas açucaradas

Nessa subseção, comparam-se os resultados do imposto *ad valorem* de 20% (Cenário I), com outros dois cenários alternativos de taxação das bebidas açucaradas¹⁷: Cenário II, que estabelece a alíquota de acordo com o volume de compra com aumento de R\$ 0,20 nos preços das bebidas açucaradas por litro da quantidade média adquirida das respectivas categorias; Cenário III, em que a alíquota é estabelecida na proporção de aumento de 1% nos preços para cada grama de açúcar de adição contida nas respectivas categorias de bebidas açucaradas. Assim sendo, os resultados dos impactos dos três cenários de taxação estão na Tabela 6, respectivamente nas colunas 2, 3 e 4.

Nas primeiras linhas da Tabela 6, tem-se a informação da variação da ingestão do açúcar de adição. Nesse sentido, observa-se que todos os cenários de taxação foram eficientes, pois provocariam redução da ingestão desse tipo de açúcar, sendo que curiosamente a redução seria maior no Cenário II (-9,86%)

¹⁷Os valores das alíquotas bem como o impacto de cada cenário de taxação sobre a demanda encontram-se na Tabela A.6 do Apêndice.

Tabela 6: Variações média per capita por cenários de taxação das bebidas açucaradas, 2009

	Cenário I imposto <i>ad valorem</i>	Cenário II imposto sobre o volume	Cenário III imposto sobre o açúcar
ΔAçúcar de adição			
(g)/dia	-2,27	-3,17	-1,08
%	-7,07	-9,86	-3,35
ΔEnergia			
(kcal)/dia	6,33	26,42	3,82
%	0,39	1,68	0,24
ΔPeso corporal			
(kg)/ano	0,25	1,05	0,15
%	0,43	1,74	0,26
ΔTaxa de sobrepeso			
%	2,49	10,06	1,44
ΔTaxa de obesidade			
%	2,38	14,49	1,08
Receita tributária			
R\$/ano	13,45	13,97	10,19
% da renda domiciliar mensal	0,32	0,28	0,26

Fonte: Resultados da pesquisa.

e no Cenário I (-7,07%) do que no imposto específico sobre o açúcar, Cenário III (-3,35%). Isso pode ser explicado pela menor redução da quantidade demandada das bebidas açucaradas ocorrer no Cenário III, por ser também o cenário que aplica as menores alíquotas (em torno de 10% de aumento nos preços).

Com relação ao efeito dos impostos das bebidas açucaradas sobre a variação de energia e de peso corporal, observa-se que em todos os cenários haveria, na verdade, aumento na ingestão de energia. E, consequentemente, ganho de peso corporal, indicando que, se analisada a média da população, a taxação de bebidas açucaradas isoladamente não seria suficiente para conter o crescimento do sobrepeso e da obesidade no Brasil, sendo, portanto, necessárias outras medidas complementares, como campanhas educacionais e restrições de publicidade.

Finalmente, na Tabela 6, analisa-se a receita tributária¹⁸ resultante de cada cenário de taxação e verifica-se que o Cenário III apresenta a menor carga tributária, especificamente R\$ 10,19 anuais per capita. Esse resultado era esperado uma vez que no Cenário III seriam aplicadas as menores alíquotas. Ainda com relação à receita tributária apresentada na Tabela 6, ressalta-se que o cenário em que há a maior redução de ingestão de açúcar de adição é também o que tem a maior carga tributária, Cenário II.

Dessa forma, esses resultados sugerem que as políticas de taxação de bebidas açucaradas analisadas neste trabalho, apesar de terem contribuído para a redução da ingestão diária de açúcar dos brasileiros, não se mostraram suficientes para controlar as crescentes taxas de sobrepeso e obesidade, se aplicadas isoladamente. Ao se considerar no sistema de demanda não apenas bebidas e incorporar também categorias de alimentos, revelou-se que as relações de substituição que as bebidas açucaradas têm com alimentos mais calóricos con-

¹⁸A receita tributária foi calculada multiplicando-se a quantidade consumida após o imposto pelo valor tributado, que corresponde às alíquotas definidas na Tabela A.6 do Apêndice multiplicadas pelo preço médio dos alimentos apresentados na Tabela A.7 do Apêndice.

tribuiria, inclusive, para um ganho de peso da população. Contudo, ressalta-se que, apesar de mais calóricos, a substituição do consumo das calorias vazias dos SSBs seria, em grande proporção, por consumo de alimentos mais nutritivos como feijão, arroz, frutas, legumes, leite e suco natural. Dentre os cenários analisados, o imposto *ad valorem* de 20% nos preços das bebidas açucaradas parece ser o mais adequado para o caso brasileiro. Isso acontece porque é nesse cenário que ocorreria a segunda maior redução de ingestão de açúcar de adição e apenas discreto aumento no peso corporal médio dos brasileiros, além de não ser o cenário que apresenta a maior carga tributária.

3.4 Efeitos do imposto *ad valorem* de 20% nas bebidas açucaradas por faixa de renda

Com a finalidade de investigar alguma possível heterogeneidade e se os indivíduos menos abastados financeiramente arcariam com uma maior carga tributária proporcionalmente, essa subseção dedicou-se a examinar os efeitos do imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas por classes de renda. Na Tabela 7, tem-se o impacto do imposto sobre a demanda para a Classe Baixa, Classe Média e Classe Alta de renda¹⁹.

Analizando especificamente o grupo das bebidas açucaradas na Tabela 7, observa-se que haveria a maior variação na categoria de 3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas e a redução da quantidade demandada seria menor à medida que a renda aumentasse. Isto é, na Classe Baixa de renda, a variação na quantidade demandada seria de -73,12%; já na Classe Alta, essa variação seria de -63,34%.

A categoria de 1-Refrigerantes regulares de cola teve comportamento muito distinto dentre as faixas de renda. Na Classe Baixa de renda, haveria aumento na quantidade demandada de refrigerantes de cola em reposta à taxação porque a elasticidade próprio-preço foi positiva para essa faixa de renda, curiosamente comportando-se como bem de Giffen. Já na Classe Média e na Classe alta de renda – que apresentaram elasticidades próprio-preço negativas, porém menores do que um em módulo, comportando-se como bem inelástico – haveria redução da quantidade demandada de 8,22% e 18,24, respectivamente.

Por fim, a variação da demanda dos 2-Demais refrigerantes teve comportamento semelhante entre as classes de renda, apresentando redução na quantidade demandada mais do que proporcional ao aumento dos preços. Pode-se destacar a Classe Alta, que teria uma redução de 35% na quantidade demandada em resposta à alíquota de 20%.

Com relação aos efeitos indiretos do imposto sobre as categorias que não foram taxadas, destacam-se 6-Leite integral e 11-Alimentos *in natura*, pois haveria aumento da quantidade demandada dessas categorias em todas as faixas de renda. Esse resultado indica que o consumo de bebidas açucaradas seria substituído por alimentos mais nutritivos como leite, arroz, feijão, legumes, frutas e carne em todas as classes de renda.

Portanto, de maneira geral, observa-se que houve queda da quantidade demandada das bebidas açucaradas em todas as faixas de renda. Contudo, dado que algumas especificidades foram verificadas sobretudo nas categorias em

¹⁹ As matrizes de elasticidades preço para a Classe Baixa, Classe Média e Classe Alta de renda encontram-se, respectivamente, nas Tabela A.3, A.4 e A.5 do Apêndice.

Tabela 7: Efeitos do imposto *ad valorem* de 20% nas bebidas açucaradas sobre a demanda por faixa de renda, 2009

Categorias	Alíquota ΔP	Classe	Classe	Classe
		Baixa ΔQ	Mádia ΔQ	Alta ΔQ
1-Refrigerantes regulares de cola	20%	9,82%	-8,22%	-18,24%
2-Demais refrigerantes regulares	20%	-27,34%	-21,66%	-35 %
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	20%	-73,12%	-70,32%	-63,34%
4-Bebidas <i>diet/light</i>	0%	-21,10%	27,28%	-10,96%
5-Suco natural	0%	0 %	18,80%	0 %
6-Leite integral	0%	2 %	5,94%	1,51%
7-Leite desnatado	0%	0 %	7,68%	8,80%
8-Bebidas lácteas	0%	4,08%	0 %	7,18%
9-Café e Chá	0%	-4,68%	0 %	-6,24%
10-Água	0%	35,84%	-31,76%	21,10%
11-Alimentos <i>in natura</i>	0%	1,94%	1,37%	1,47%
12-Alimentos processados	0%	-9,78%	-8,74%	-3,40%
13-Alimentos ultraprocessados doces	0%	0 %	0 %	1,71%
14-Alimentos ultraprocessados salgados	0%	0 %	3,37%	0 %
15-Outros ultraprocessados	0%	0 %	-9,32%	1,39%

Fonte: Resultados da pesquisa.

que o imposto não incidiu diretamente, é provável que o impacto do imposto sobre o peso corporal seja distinto. A Tabela 8 apresenta então o efeito líquido do imposto sobre a variação de energia e, consequentemente, de peso corporal e nas taxas de sobrepeso e obesidade, além da carga tributária da política de preço para as três classes de renda.

Na variação média diária per capita de energia, primeira linha da Tabela 8, não foi observado exatamente um padrão. Para a Classe Baixa e Classe Alta de renda, o efeito líquido do imposto consiste em uma redução da ingestão diária de energia, sendo, respectivamente de -0,36 kcal e -6,54 kcal. Já para a Classe Média, observa-se, no entanto, um aumento médio per capita de 3,48 kcal por dia, equivalente a um aumento percentual de 0,24%. Essa discrepância entre as faixas de renda pode ser explicada, dentre outros fatores, pela variação da quantidade demandada de 4- Bebidas diet/light, 5- Suco natural e de 14- Alimentos ultraprocessados salgados, em que houve aumento no consumo dessas categorias apenas na Classe Média.

Quando transformada a variação energética em peso corporal, tem-se que ao longo de um ano o efeito do imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas seria de uma redução de peso médio per capita de -7g na Classe Baixa e de -260g na Classe Alta. Já na Classe Média, ocorreria um ganho de peso corporal per capita médio de 140g, que percentualmente corresponderia a um aumento de 0,23%. Desse modo, não se pode dizer que, em termos do impacto sobre o peso corporal, o imposto seria progressivo em termos de saúde, dado que aconteceriam ganhos de saúde em maior proporção justamente para a população de renda domiciliar mais alta, com redução nas taxas de sobrepeso de -1,88% e -3,12 de obesidade.

Por fim, ainda na Tabela 8, investiga-se o peso da carga tributária do imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas. Observa-se que o imposto seria regressivo, isto é, apesar de as classes de renda mais alta pagarem mais em termos absolutos, proporcionalmente o valor gasto com o imposto seria maior para as famílias da Classe Baixa de renda. Enquanto a Classe Baixa

Tabela 8: Variações média per capita por faixa de renda do imposto *ad valorem* de 20% nas bebidas açucaradas, 2009

	Classe Baixa	Classe Média	Classe Alta
ΔEnergia			
(kcal)/dia	-0,36	3,48	-6,54
%	-0,07	0,24	-0,36
ΔPeso corporal			
(kg)/ano	-0,007	0,14	-0,26
%	-0,006	0,23	-0,38
ΔTaxa de sobrepeso			
%	1,64	1,36	-1,88
ΔTaxa de obesidade			
%	-0,36	1,88	-3,12
Receita tributária			
R\$/ano	9,48	14,52	18,14
% da renda domiciliar mensal	0,59	0,26	0,10

Fonte: Resultados da pesquisa.

comprometeria 0,59% da sua renda domiciliar mensal, a parcela da renda da Classe Alta comprometida com o imposto seria de apenas 0,10%.

4 Discussão e Conclusão

A taxação específica de bebidas açucaradas (SSBs – *Sugar-Sweetened Beverages*) têm sido uma das políticas mais defendidas e analisadas para conter o consumo dessas bebidas ([CABRERA ESCOBAR et al., 2013](#); [NAKHIMOVSKY et al., 2016](#); [BES-RASTROLLO et al., 2016](#)). Na tentativa de contribuir para essa literatura, este trabalho investigou especificamente a taxação da categoria de bebidas açucaradas (SSBs) em um grande país de renda média, o Brasil. Em termos gerais, o imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas mostrou-se eficaz para reduzir a quantidade demandada dessas categorias com valores significativos. Mesmo os Refrigerantes regulares de cola, que foi a categoria de SSBs que sofreria a menor redução na demanda, apresentou uma variação na quantidade demandada de -9,90%. Assim, em resposta ao aumento de preço de 20%, todas as categorias de bebidas açucaradas teriam reduções na quantidade demandada e apenas para os Refrigerantes regulares de cola essa redução não seria mais do que proporcional ao aumento dos preços.

Resultados de estudos recentes para o Brasil corroboram os encontrados neste trabalho de que os brasileiros reduziram de forma significativa o consumo frente a uma tributação de bebidas açucaradas. [Lucinda et al. \(2020\)](#) encontra que, em resposta a um tributo sobre bebidas adoçadas de 10%, tem-se uma redução de 11,02% na quantidade consumida de bebidas adoçadas no Brasil. E [Pereda et al. \(2019\)](#) encontram que um aumento de 20% nos preços dos SSBs levaria a uma redução de 16,6% em seu consumo.

Por conseguinte, dado que esse resultado foi encontrado para um país em desenvolvimento como o Brasil, pode-se intuir que a aplicação dessa política de taxação de SSBs em países semelhantes como os da América Latina poderia provocar também reduções na demanda desse tipo de produto. Análises do imposto adotado pelo México em janeiro de 2014 de 1 peso/litro (aproximadamente 10%) sobre bebidas açucaradas mostraram que houve uma variação de -5,1% no volume de compra desses produtos ([BATIS et al., 2016](#)).

A taxação de bebidas açucaradas também tem sido utilizada como ferramenta para controlar a epidemia de obesidade (BERARDI *et al.*, 2016; COLCHERO *et al.*, 2016; GROGGER, 2017). Assim, o presente trabalho também investigou, por meio de simulações e a partir de dados da POF 2008-2009, se o aumento dos preços de SSBs via imposto seria eficiente no controle do crescimento das taxas de obesidade no Brasil, que, em 2013, tinha 20,8% da população obesa segundo dados da Pesquisa Nacional de Saúde (IBGE, 2014). Os resultados revelaram que no Brasil essa política isoladamente não seria suficiente para reduzir as taxas de sobrepeso e obesidade. Por exemplo, no cenário em que os SSBs sofreriam aumento de 20% em seus preços haveria um aumento per capita médio de 250g no peso corporal dos brasileiros ao longo de um ano. Estudos realizados para outros países também já haviam encontrado resultados de que a política de taxação de SSBs isoladamente não seria suficiente para conter o crescimento das taxas de sobrepeso e obesidade, sugerindo que o imposto sobre SSBs deveria ser implementado em conjunto com outras intervenções de prevenção da obesidade (DHARMASENA; CAPPS JR, 2012; FLETCHER; FRISVOLD, D.; TEFFT, 2010; FLETCHER; FRISVOLD, D. E.; TEFFT, 2010; NAKHIMOVSKY *et al.*, 2016; BES-RASTROLLO *et al.*, 2016).

Nesse sentido, Schroeter, Lusk e Tyner (2008) argumentam que, embora seja intuitivo que aumentar o preço de alimentos de alto teor calórico – como o caso das bebidas açucaradas – leve à diminuição do consumo desses bens, não é claro que tal resultado realmente vai reduzir o peso corporal, pois isso dependerá do impacto sobre os bens substitutos e complementares. E, no caso brasileiro, as relações de substituição desse grupo de bebidas com categorias mais calóricas contribuiriam para o efeito líquido do imposto ser, na verdade, de um aumento de peso corporal na média. Contudo, os resultados também indicam que o imposto provocaria melhoria na qualidade da dieta dos brasileiros uma vez que haveria substituição das calorias vazias dos SSBs por alimentos mais nutritivos como leite, feijão, arroz, legumes e suco natural. Essa melhoria na qualidade da dieta pode ser ilustrada pela redução na ingestão de açúcar de adição que ocorreria em todos os cenários de taxação investigados, chegando a uma variação de quase -10% no caso do imposto volumétrico.

Portanto, esses resultados mostram a importância de se considerar as relações de substituição e de complementariedade ao investigar políticas de taxação de alimentos como ferramenta para controle de peso da população. Ademais, no caso específico das bebidas açucaradas, os resultados sugerem a relevância de também se considerar categorias de alimentos, não apenas bebidas, na estimativa do sistema demanda. Finkelstein *et al.* (2013) argumentam que análises que consideram apenas bebidas nesse tipo de sistema teriam limitações, pois ao taxar as bebidas açucaradas, por exemplo, os consumidores poderiam compensar o desejo por açúcar provocado pela redução do consumo de SSBs, aumentando o consumo de outros tipos de alimentos calóricos como chocolates e sorvetes. Sendo assim, o imposto não teria o efeito esperado na redução de peso dado que haveria essa compensação e, caso fossem consideradas apenas bebidas no sistema de demanda, esse efeito não seria captado. De fato, os resultados deste trabalho apontam, como consequência de um imposto *ad valorem* de 20% sobre os SSBs, um aumento no consumo – embora de apenas 1,54 kcal média per capita – de alimentos ultraprocessados doces como tortas, bolos, sorvetes, chocolates, bombons e biscoitos recheados.

Outra questão que cabe destacar são os resultados encontrados no grupo dos grandes consumidores de bebidas açucaradas, isto é, no Percentil 95º de

consumo, em que o efeito líquido do imposto foi distinto. Dentre os indivíduos que mais consumiram bebidas açucaradas, haveria uma variação média de -1,41kg per capita ao longo de um ano de imposto de 20% sobre as bebidas açucaradas. Essa redução representaria uma variação de -8,80% nas taxas de sobrepeso e de -16,80% nas taxas de obesidade para esse grupo de indivíduos. Considerando que os grandes consumidores de bebidas açucaradas estariam mais suscetíveis a doenças como diabetes, dado o alto volume de ingestão de açúcar por meio do consumo dessas bebidas, e sendo o sobrepeso e a obesidade potenciais fatores de risco, esses resultados revelam que a política de taxação poderia promover importantes ganhos de saúde para esse grupo específico. Em trabalho para Austrália, com mesmo valor de alíquota e mesmo grupo de consumo, *Sharma et al.* (2014) também encontraram efeito de redução de peso corporal muito semelhante, 1,49kg em média ao longo de um ano.

A análise por faixa de renda, realizada para o imposto *ad valorem* de 20% sobre as bebidas açucaradas, também revelou grupos onde o imposto seria eficiente para reduzir o peso corporal ao longo de um ano, na magnitude de -0,007kg na Classe Baixa e de -0,26kg na Classe Alta. Esse resultado revela que no Brasil essa política de taxação não seria progressiva em termos de ganho de saúde, visto que seria na classe mais alta de renda que ocorreria a maior redução de peso corporal. Isso difere de resultados encontrados para países como a Austrália em que o efeito de imposto *ad valorem* de 20% sobre SSBs seria progressivo em termos de saúde, havendo redução de peso em todas as faixas de renda e em maior proporção nas faixas de renda inferiores: -0,401kg na Renda Baixa, -0,368kg na Renda Média e -0,228 na Renda Alta (*SHARMA et al.*, 2014).

Ainda com relação à análise por faixa de renda, assim como *Sharma et al.* (2014) e *Smith, Lin e Lee* (2010), também foi observada a regressividade do imposto neste trabalho. Isto é, as famílias da classe de renda mais baixa comprometeriam uma maior parcela da sua renda domiciliar mensal do que as famílias de renda mais alta. Contudo, de maneira geral, a carga tributária do imposto seria baixa mesmo para as famílias mais pobres, já que comprometeriam menos de 0,6% da sua renda domiciliar mensal.

Por fim, ressalta-se que a política de aumentar os preços das bebidas açucaradas em 20% mostrou-se a mais adequada para o caso do Brasil. Nesse cenário, não haveria grande aumento nas taxas de sobrepeso e obesidade, como ocorreu no caso do imposto volumétrico, em que houve aumento de mais de 10%. Além disso, a redução na ingestão de açúcar de adição seria maior no imposto *ad valorem* até mesmo do que no imposto com alíquota definida pela quantidade de açúcar. A receita tributária total gerada pelo Cenário I, do imposto *ad valorem* de 20%, seria de aproximadamente R\$ 2,56 bilhões anuais, menor do que a carga tributária que seria gerada pelo imposto volumétrico (R\$ 2,66 bilhões)²⁰. Essas receitas poderiam ser investidas em outras medidas de combate à obesidade e também no custeio do Sistema Único de Saúde (SUS) com doenças relacionadas ao sobrepeso e à obesidade, que, no período de 2008 a 2010, estimava-se ser de U\$ 2,1 bilhões anuais (*BAHIA et al.*, 2012). Assim, como sugere *Brownell et al.* (2009), a política tributária teria efeito duplo: benefícios de saúde pela redução do consumo de SSBs – que, como foi

²⁰Considerando a população brasileira do Censo de 2010 que era de 190 755 799 habitantes. Fonte: <https://www.ibge.gov.br>.

mostrado, acarreta na redução da ingestão de açúcar – e geração de fundos que poderiam ser aplicados, por exemplo, na saúde pública.

Dessa forma, os resultados desta pesquisa sugerem que as políticas de taxação de bebidas açucaradas analisadas neste trabalho necessitariam serem implementadas conjuntamente com outros instrumentos – como, por exemplo, melhorar os rótulos desses produtos evidenciando de forma clara e informativa para o consumidor o excesso de açúcar em suas composições – para que pudessem controlar as crescentes taxas de sobre peso e obesidade brasileiras. Além disso, visando o público infanto-juvenil, poder-se-ia restringir propagandas desse tipo de produto, bem como a disponibilidade deles em cantinas de escolas.

5 Agradecimentos

Os autores agradecem o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq, do Decit/SCTIE/MS e da Coordenação Geral de Alimentação e Nutrição do Departamento de Promoção da Saúde da Secretaria de Atenção Primária à Saúde do Ministério da Saúde – MS (CGAN/DEPROS/SAPS/MS) por meio da Chamada MS-SCTIE-Decit / CNPq Nº 26/2019 – Pesquisas em Alimentação e Nutrição (Processo número 442718/2019-5). Outrossim, o autor Alexandre Bragança Coelho agradece o apoio financeiro do CNPq, por meio de Bolsa de Produtividade em Pesquisa (Processo: 304950/2023-8)

Referências

- BAHIA, Luciana *et al.* The costs of overweight and obesity-related diseases in the Brazilian public health system: cross-sectional study. *BMC Public Health*, v. 12, n. 1, p. 1–7, 2012.
- BANKS, James; BLUNDELL, Richard; LEWBEL, Arthur. Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics*, v. 79, n. 4, p. 527–539, 1997.
- BATIS, Carolina *et al.* First-year evaluation of Mexico's tax on nonessential energy-dense foods: an observational study. *PLoS Medicine*, v. 13, n. 7, e1002057, 2016.
- BERARDI, Nicoletta *et al.* The impact of a ‘soda tax’ on prices: evidence from French micro data. *Applied Economics*, v. 48, n. 41, p. 3976–3994, 2016.
- BES-RASTROLLO, Maira *et al.* Impact of sugars and sugar taxation on body weight control: a comprehensive literature review. *Obesity*, v. 24, n. 7, p. 1410–1426, 2016.
- BLUNDELL, Richard; ROBIN, Jean Marc. Estimation in large and disaggregated demand systems: An estimator for conditionally linear systems. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, n. 3, p. 209–232, 1999.

BONNET, Céline; RÉQUILLART, Vincent. The effects of taxation on the individual consumption of sugar-sweetened beverages. *Economics & Human Biology*, v. 51, p. 101277, 2023.

BRASIL. *Portal da Saúde: em evento internacional, Brasil assume metas para frear o crescimento da obesidade*. Brasília: Ministério da Saúde, 2017. Disponível em: <http://portalsauda.saude.gov.br/index.php/cidadao/principal/agencia-saude/27804-em-evento-internacional-brasil-assume-metas-para-frear-o-crescimento-da-obesidade>. Acesso em: mar. 2017.

BRASIL. *Vigitel Brasil 2017: vigilância de fatores e risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico*. Brasília: Ministério da Saúde, 2018.

BROWNELL, Kelly D. et al. The public health and economic benefits of taxing sugar-sweetened beverages. *New England Journal of Medicine*, v. 361, n. 16, p. 1599–1605, 2009.

CABRERA ESCOBAR, Maria A. et al. Evidence that a tax on sugar sweetened beverages reduces the obesity rate: a meta-analysis. *BMC Public Health*, v. 13, p. 1–10, 2013.

CLARO, Rafael M. et al. Sugar-sweetened beverage taxes in Brazil. *American Journal of Public Health*, v. 102, n. 1, p. 178–183, 2012.

COLCHERO, M. Arantxa et al. Beverage purchases from stores in Mexico under the excise tax on sugar sweetened beverages: observational study. *BMJ*, v. 352, n. 6704, 2016.

COX, Thomas L.; WOHLGENANT, Michael K. Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 68, n. 4, p. 908–919, 1986.

DEATON, Angus. *The analysis of household surveys: a microeconometric approach to development policy*. Washington, DC: World Bank, 1997.

DEATON, Angus; MUELLBAUER, John. An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, v. 70, n. 3, p. 312–326, 1980.

DHARMASENA, Senarath; CAPPS JR, Oral. Intended and unintended consequences of a proposed national tax on sugar-sweetened beverages to combat the US obesity problem. *Health Economics*, v. 21, n. 6, p. 669–694, 2012.

ETILÉ, Fabrice; SHARMA, Anurag. Do high consumers of sugar-sweetened beverages respond differently to price changes? A finite mixture IV-Tobit approach. *Health Economics*, v. 24, n. 9, p. 1147–1163, 2015.

FAO. *A Assembléia Geral da ONU proclama a Década de Ação pela Nutrição*. Nova Iorque: Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura - FAO, 2016. Disponível em: <http://www.fao.org/news/story/en/item/%20408970/icode/>. Acesso em: abr. 2017.

- FINKELSTEIN, Eric A. et al. Implications of a sugar-sweetened beverage (SSB) tax when substitutions to non-beverage items are considered. *Journal of Health Economics*, v. 32, n. 1, p. 219–239, 2013.
- FLETCHER, Jason M.; FRISVOLD, David; TEFFT, Nathan. Can soft drink taxes reduce population weight? *Contemporary Economic Policy*, v. 28, n. 1, p. 23–35, 2010.
- FLETCHER, Jason M.; FRISVOLD, David E.; TEFFT, Nathan. The effects of soft drink taxes on child and adolescent consumption and weight outcomes. *Journal of Public Economics*, v. 94, n. 11-12, p. 967–974, 2010.
- GLOPAN. *Sistemas alimentares e dietas: enfrentar os desafios do século XXI*. [S. l.]: GLOPAN - Painel Global de Agricultura e Sistemas Alimentares de Nutrição, 2016.
- GROGGER, Jeffrey. Soda Taxes and the Prices of Sodas and Other Drinks: Evidence from Mexico. *American Journal of Agricultural Economics*, p. 481–498, 2017.
- HALL, Kevin D. et al. Dynamics of childhood growth and obesity: development and validation of a quantitative mathematical model. *The Lancet Diabetes & Endocrinology*, v. 1, n. 2, p. 97–105, 2013.
- HALL, Kevin D. et al. Quantification of the effect of energy imbalance on bodyweight. *The Lancet*, v. 378, n. 9793, p. 826–837, 2011.
- IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares: análise do consumo alimentar pessoal no Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2011a.
- IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares: análise do consumo alimentar pessoal no Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2020.
- IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares: aquisição domiciliar per capita*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2010.
- IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares: tabelas de composição nutricional dos alimentos consumidos no Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2011b.
- IBGE. *Pesquisa Nacional de Saúde 2013: ciclos de vida, Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2014.
- JACOBSON, Michael F.; BROWNELL, Kelly D. Small taxes on soft drinks and snack foods to promote health. *American Journal of Public Health*, v. 90, n. 6, p. 854, 2000.
- LEIFERT, Rodrigo M.; LUCINDA, Claudio R. Linear symmetric “fat taxes”: evidence from Brazil. *Applied Economic Perspectives and Policy*, v. 37, n. 4, p. 634–666, 2015.

- LIN, Biing-Hwan *et al.* Measuring weight outcomes for obesity intervention strategies: the case of a sugar-sweetened beverage tax. *Economics & Human Biology*, v. 9, n. 4, p. 329–341, 2011.
- LUCINDA, C. R. *et al.* *Impactos sistêmicos das mudanças no padrão de consumo de bebidas açucaradas, adoçadas ou não, devido aos diferentes cenários de tributação*. São Paulo: Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas / Associação de Controle de Tabagismo, Promoção da Saúde e dos Direitos Humanos, 2020.
- MONTEIRO, Carlos Augusto *et al.* The UN Decade of Nutrition, the NOVA food classification and the trouble with ultra-processing. *Public Health Nutrition*, v. 21, n. 1, p. 5–17, 2018.
- NAKHIMOVSKY, Sharon S. *et al.* Taxes on sugar-sweetened beverages to reduce overweight and obesity in middle-income countries: a systematic review. *PloS One*, v. 11, n. 9, e0163358, 2016.
- PEREDA, Paula *et al.* Effects of a 20% price increase of sugar-sweetened beverages on consumption and welfare in Brazil. [S. l.], 2019.
- SCHROETER, Christiane; LUSK, Jayson; TYNER, Wallace. Determining the impact of food price and income changes on body weight. *Journal of Health Economics*, v. 27, n. 1, p. 45–68, 2008.
- SHARMA, Anurag *et al.* The effects of taxing sugar-sweetened beverages across different income groups. *Health Economics*, v. 23, n. 9, p. 1159–1184, 2014.
- SHONKWILER, J. Scott; YEN, Steven T. Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 81, n. 4, p. 972–982, 1999.
- SMITH, Travis A.; LIN, Biing-Hwan; LEE, Jonq-Ying. *Taxing Caloric Sweetened Beverages: Potential Effects on Beverage Consumption, Calorie Intake, and Obesity*. [S. l.], 2010.
- WHO. *Global status report on noncommunicable diseases 2014*. Geneva: World Health Organization, 2014.
- WHO. *Obesity and Overweight*. Geneva: World Health Organization, 2018. Disponível em: <https://www.who.int/en/news-room/fact-sheets/detail/obesity-and-overweight>. Acesso em: set. 2022.
- YEN, Steven T.; LIN, Biing-Hwan; SMALLWOOD, David M. Quasi- and simulated-likelihood approaches to censored demand systems: food consumption by food stamp recipients in the United States. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 85, n. 2, p. 458–478, 2003.
- ZELLNER, Arnold. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, v. 57, n. 298, p. 348–368, 1962.

Apêndice A

Tabela A.1: Elasticidades-preço ($e_{q_i p_j}$) - Percentil 95º de consumo, 2009

	e_{i1}	e_{i2}	e_{i3}	e_{i4}	e_{i5}	e_{i6}	e_{i7}	e_{i8}	e_{i9}	e_{i10}	e_{i11}	e_{i12}	e_{i13}	e_{i14}	e_{i15}
e_{1j}	-1,018***	0,367***	0,0124	-0,0340	0,269**	0,0931**	-0,0205	0,121	-0,0319	0,123**	-0,277***	-0,187***	0,223***	0,275***	-0,0230
e_{2j}	0,268**	-0,728***	-0,0788*	-0,0273	-0,0116	0,0394	-0,0328	-0,00827	0,0597	-0,0885*	-0,469***	-0,0570	0,266***	0,182**	0,0462
e_{3j}	-0,522**	0,0259	-2,200***	0,0408	0,437**	0,105	0,203*	-0,0456	-0,0797	0,319***	-0,377**	-0,224*	0,603***	0,339**	0,253*
e_{4j}	0,935**	-0,503	-0,0456	-1,826***	-0,0459	-0,179	0,172	-0,413*	0,115	-1,795***	0,847***	0,305*	-0,326	0,819***	-0,423*
e_{5j}	-0,00845	0,741*	-0,359*	-0,0613	-3,370***	-0,388***	-0,138	0,910***	-0,0787	0,313*	-0,885***	-0,767***	-0,669**	-0,435	0,272
e_{6j}	0,270**	-0,113	0,0407	-0,107***	-0,170	-1,185***	0,0125	0,125	0,0233	0,0308	0,115*	0,0493	-0,179**	-0,333***	-0,119
e_{7j}	-0,577	0,271	0,146	0,315***	-0,451	0,175	-1,680***	0,0475	-0,0424	-0,0553	0,314	0,206	0,0697	-0,554**	0,229
e_{8j}	0,262	0,111	0,0598	0,151***	-0,0314	-0,00595	0,000908	-1,264***	0,142**	-0,0962	0,0726	0,226**	-0,0530	-0,354***	0,0161
e_{9j}	-0,237	-0,0185	0,0466	0,00472	-0,221*	0,0250	-0,0561	0,166*	-1,355***	0,0955	-0,268***	-0,0295	-0,166*	-0,0164	-0,105
e_{10j}	0,0465	-0,863	0,961***	0,295	2,159***	0,204	0,674**	-0,341	0,179	-0,176	0,342	0,123	0,179	0,0142	-0,280
e_{11j}	-0,0306	-0,0624**	0,0161	0,000565	0,00487	0,0119	0,00920	-0,0118	-0,00300	-0,0226	-0,811***	-0,0264*	-0,0471**	-0,0797***	-0,0320*
e_{12j}	-0,0897	-0,149**	-0,0598*	0,0451*	0,0314	0,0211	-0,0309	0,0228	-0,00719	0,0243	-0,220***	-0,851***	0,0324	0,0837	0,115**
e_{13j}	0,00392	-0,0152	0,144***	0,00100	-0,0584	-0,0716**	0,0954**	-0,0144	0,0908**	0,00219	0,0488	0,0103	-0,885***	-0,0849	-0,0213
e_{14j}	0,220*	0,117	0,111**	-0,0195	-0,152	-0,0631*	-0,0400	-0,245***	-0,00563	-0,0284	-0,0142	0,126**	-0,171**	-0,665***	0,0877
e_{15j}	-0,136	-0,159**	0,0832**	0,0564**	0,0410	-0,00296	-0,0262	0,0551	-0,00972	0,0979***	-0,0242	0,103**	-0,173***	-0,0574	-1,008***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ***Estatisticamente significativo a 1%. **Estatisticamente significativo a 5%. *Estatisticamente significativo a 10%. A interpretação das elasticidades-preço cruzadas deve considerar a mudança percentual da quantidade do bem na linha (q_i) em resposta à variação de 1% do preço do bem da coluna (p_j). As categorias dos bens são representadas por i= 1-Refrigerantes regulares de cola; 2-Demais refrigerantes regulares; 3- Sucos industrializados e Bebidas energéticas; 4- Bebidas diet/light; 5- Suco natural; 6- Leite integral; 7- Leite desnatado; 8- Bebidas lácteas; 9- Café e Chá; 10- Água; 11-Alimentos *in natura*; 12-Alimentos processados; 13-Alimentos ultraprocessados doces; 14-Alimentos ultraprocessados salgados; 15-Outros alimentos ultraprocessados. Assim, as categorias de 1-3 demarcam os SSBs, 4-10 as demais bebidas e de 11-15 as categorias de alimentos segundo a classificação NOVA.

Tabela A.2: Efeitos sobre a demanda do imposto *ad valorem* de 20% nas bebidas açucaradas no percentil 95º de consumo, 2009

Categorias	Aliquota ΔP	Efeito direto ΔQ	Efeito indireto ΔQ	Efeito total ΔQ
1-Refrigerantes regulares de cola	20%	-20,36%	7,34%	-13,02%
2-Demais refrigerantes regulares	20%	-16,14%	3,78%	-12,35%
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	20%	-44,00%	-10,44%	-54,44%
4-Bebidas diet/light	0%	0 %	18,70%	18,70%
5-Suco natural	0%	0 %	7,64%	7,64%
6-Leite integral	0%	0 %	5,40%	5,40%
7-Leite desnatado	0%	0 %	0 %	0 %
8-Bebidas lácteas	0%	0 %	0 %	0 %
9-Café e Chá	0%	0 %	0 %	0 %
10-Água	0%	0 %	19,22%	19,22%
11-Alimentos <i>in natura</i>	0%	0 %	-1,25%	-1,25%
12-Alimentos processados	0%	0 %	-4,18%	-4,18%
13-Alimentos ultraprocessados doces	0%	0 %	2,88%	2,88%
14-Alimentos ultraprocessados salgados	0%	0 %	6,62%	6,62%
15-Outros ultraprocessados	0%	0 %	-1,52%	-1,52%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.3: Elasticidades-preço ($e_{q_i p_j}$) - Classe Baixa de Renda, 2009

	e_{i1}	e_{i2}	e_{i3}	e_{i4}	e_{i5}	e_{i6}	e_{i7}	e_{i8}	e_{i9}	e_{i10}	e_{i11}	e_{i12}	e_{i13}	e_{i14}	e_{i15}
e_{1j}	0,491*	-0,0605	0,187	0,0930**	-0,156	0,0873	-0,118	0,237	0,00654	0,216***	0,647**	0,369***	0,0504	0,112	0,0595
e_{2j}	-0,755***	-0,612***	-0,0707	0,0396	0,221*	0,232**	-0,00118	-0,0101	-0,102	-0,184***	0,286	-0,0155	-0,0417	0,272**	-0,0439
e_{3j}	-0,489	0,157	-3,656***	-0,0529	0,299	0,464***	-0,533***	0,230	0,0765	-0,187**	2,307**	0,481*	0,0122	0,617***	0,108
e_{4j}	0,352	-0,860	-1,055*	-1,056***	0,00759	-0,0195	-0,251	-0,342	0,0342	-0,219	-0,638	-0,132	-0,410	-0,185	0,532
e_{5j}	-0,381	0,430	-0,514	0,0335	-2,601***	-0,0607	-0,624**	0,00524	-0,343	0,468**	-0,632	0,267	-0,0351	1,038**	0,786**
e_{6j}	0,199	-0,0866	0,100*	0,0179	-0,212**	-1,375***	-0,0293	0,0863	-0,0294	0,0643**	-0,456**	-0,120**	0,102*	-0,00931	0,0690
e_{7j}	0,827	0,350	0,251	0,0959	0,186	0,374**	-2,634***	0,396	0,126	0,0788	1,955*	0,619**	-0,000855	-0,400*	0,0406
e_{8j}	0,320	0,492**	-0,288**	0,0739*	0,262*	0,852***	-0,0211	-2,275***	0,271*	0,0907	5,042***	1,135***	0,550***	0,484**	0,701***
e_{9j}	0,246	0,0329	-0,234***	-0,116***	0,195**	0,196***	-0,0392	-0,104	-1,427***	-0,0825**	0,448***	0,178***	-0,270***	0,304***	-0,0202
e_{10j}	-2,418	-0,282	1,792***	-0,199	0,450	-1,765***	3,175***	0,232	-0,119	-1,214***	-10,22***	-3,017***	0,0868	-0,795	-1,768***
e_{11j}	0,00471	0,0569***	0,0403***	0,00826***	0,0202**	0,0199***	0,0144**	0,0282*	0,0369***	0,0139***	-0,915***	-0,00612	0,0388***	0,0282***	0,00249
e_{12j}	-0,321***	-0,168***	0,00265	-0,0453***	-0,103***	-0,000759	0,174***	-0,0196	-0,0465*	0,0735***	-0,112	-1,082***	-0,0337	0,0137	-0,0197
e_{13j}	0,137	-0,103	-0,0494	-0,0147	-0,0831	0,589***	-0,0590	0,199*	0,247***	0,0122	4,283***	0,967***	-1,167***	0,558***	0,459***
e_{14j}	0,213	-0,135	-0,0704	0,0371*	-0,114*	-0,158***	-0,210***	-0,232**	-0,0505	-0,167***	-1,248***	-0,0431	-0,0717	-1,763***	-0,0927*
e_{15j}	-0,148	-0,0848	0,0465	0,00377	0,180***	0,0854**	0,0391	-0,103	0,0426	-0,0796***	0,0911	0,0536	0,0108	-0,0847	-1,087***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ***Estatisticamente significativo a 1%. **Estatisticamente significativo a 5%. *Estatisticamente significativo a 10%. A interpretação das elasticidades-preço cruzadas deve considerar a mudança percentual da quantidade do bem na linha (q_i) em resposta à variação de 1% do preço do bem da coluna (p_j). As categorias dos bens são representadas por i= 1-Refrigerantes regulares de cola; 2-Demais refrigerantes regulares; 3- Sucos industrializados e Bebidas energéticas; 4- Bebidas diet/light; 5- Suco natural; 6- Leite integral; 7- Leite desnatado; 8- Bebidas lácteas; 9- Café e Chá; 10- Água; 11-Alimentos *in natura*; 12-Alimentos processados; 13-Alimentos ultraprocessados doces; 14-Alimentos ultraprocessados salgados; 15-Outros alimentos ultraprocessados. Assim, as categorias de 1-3 demarcam os SSBs, 4-10 as demais bebidas e de 11-15 as categorias de alimentos segundo a classificação NOVA.

Tabela A.4: Elasticidades-preço ($e_{q_i p_j}$) - Classe Média de Renda, 2009

	e_{i1}	e_{i2}	e_{i3}	e_{i4}	e_{i5}	e_{i6}	e_{i7}	e_{i8}	e_{i9}	e_{i10}	e_{i11}	e_{i12}	e_{i13}	e_{i14}	e_{i15}
e_{1j}	-0,835***	0,424***	0,0314	-0,0204	-0,00381	0,0339	-0,00401	0,267***	-0,00988	0,117***	0,241***	0,0350	0,0948*	-0,0396	0,106**
e_{2j}	-0,117	-1,083***	0,0753	-0,0481	-0,0463	0,0908***	-0,0227	-0,0113	-0,0165	-0,00418	0,147***	0,00924	0,0402	0,0120	0,0354
e_{3j}	-0,529**	0,0257	-2,987***	-0,00991	-0,156	-0,0994***	-0,348***	-0,110	-0,0106	0,218***	-0,194***	-0,0200	0,0885	0,266***	-0,194**
e_{4j}	0,530	1,836***	-0,472**	-3,665***	-1,040**	0,185**	0,00200	-0,104	0,360**	0,172	0,0750	0,337**	0,212	0,0674	0,260
e_{5j}	-0,255	1,409***	-0,469***	-0,293**	-3,212***	0,0130	-0,228*	-0,712***	-0,0815	0,0842	0,00540	0,0676	-0,0264	0,510***	0,107
e_{6j}	0,168*	0,0137	0,129***	-0,0272	-0,151**	-1,260***	-0,0327	0,159***	0,0639**	0,0934***	-0,0679***	-0,0148	-0,0596	-0,122***	0,135***
e_{7j}	0,318	0,818***	-0,434***	0,373***	0,498**	0,140***	-2,322***	-0,134	0,294***	-0,291***	-0,101	0,0670	0,0905	-0,457***	-0,0165
e_{8j}	0,0756	0,0206	-0,0309	0,123**	0,0967	0,0256	0,0307	-1,858***	0,0261	-0,0479	-0,0465	0,0188	0,101	0,0111	0,0945
e_{9j}	0,0360	-0,0491	-0,00286	0,0187	-0,0152	0,0236	-0,105***	-0,0244	-1,849***	-0,101***	-0,398***	-0,0339	-0,0892	0,221***	-0,182***
e_{10j}	-0,417	-3,224***	1,636***	1,438***	1,295***	-0,226***	1,907***	0,936***	-0,121	-1,018***	0,396***	-0,473***	-0,273	0,235	-0,209
e_{11j}	0,0103	0,0684***	0,000896	-0,0100*	-0,0476***	0,0190***	0,0124**	0,0103	0,0247***	0,0353***	-0,922***	-0,00461	0,0120	-0,0489***	-0,000607
e_{12j}	-0,0206	-0,437***	-0,00577	0,0180	0,251***	0,0350***	0,105***	-0,0141	-0,00988	-0,0677***	-0,0983***	-1,098***	0,0225	0,392***	-0,0159
e_{13j}	0,0258	0,127	0,0316	0,0603*	-0,0592	-0,00801	0,0261	0,0153	0,0333	-0,0438*	-0,105***	-0,00456	-0,999***	0,205***	0,0295
e_{14j}	-0,200**	0,290***	0,0783**	0,0439	0,115	-0,0151	-0,106***	-0,0828	0,0579*	-0,107***	-0,187***	0,206***	-0,0241	-1,518***	0,0214
e_{15j}	-0,180**	-0,286***	0,0321	0,0121	0,0511	0,0396***	0,0218	-0,0695	-0,0142	0,0610***	-0,0564***	0,0823***	-0,122***	-0,152***	-1,170***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ***Estatisticamente significativo a 1%. **Estatisticamente significativo a 5%. *Estatisticamente significativo a 10%. A interpretação das elasticidades-preço cruzadas deve considerar a mudança percentual da quantidade do bem na linha (q_i) em resposta à variação de 1% do preço do bem da coluna (p_j). As categorias dos bens são representadas por i= 1-Refrigerantes regulares de cola; 2-Demais refrigerantes regulares; 3- Sucos industrializados e Bebidas energéticas; 4- Bebidas diet/light; 5- Suco natural; 6- Leite integral; 7- Leite desnatado; 8- Bebidas lácteas; 9- Café e Chá; 10- Água; 11-Alimentos *in natura*; 12-Alimentos processados; 13-Alimentos ultraprocessados doces; 14-Alimentos ultraprocessados salgados; 15-Outros alimentos ultraprocessados. Assim, as categorias de 1-3 demarcam os SSBs, 4-10 as demais bebidas e de 11-15 as categorias de alimentos segundo a classificação NOVA.

Tabela A.5: Elasticidades-preço ($e_{q_i p_j}$) - Classe Alta de Renda, 2009

	e_{i1}	e_{i2}	e_{i3}	e_{i4}	e_{i5}	e_{i6}	e_{i7}	e_{i8}	e_{i9}	e_{i10}	e_{i11}	e_{i12}	e_{i13}	e_{i14}	e_{i15}
e_{1j}	-0,912***	0,116	0,0582	-0,0328	0,0294	0,102***	-0,00206	0,00524	-0,0193	0,0270	0,249***	0,000710	0,0100	0,0776	0,0145
e_{2j}	-0,0178	-1,750***	0,0293	0,0110	-0,574***	0,110***	-0,113	0,0754	0,00951	0,0715	0,152***	-0,141**	0,0160	0,0440	-0,0471
e_{3j}	-0,254	0,0800	-3,167***	0,129**	0,558***	-0,0704	-0,104	-0,00710	-0,123*	-0,0261	-0,594***	-0,0848	-0,172*	-0,118	0,00420
e_{4j}	0,101	-0,548*	0,178	-2,459***	-0,197	0,0341	0,213**	0,667***	0,000606	0,0473	0,0592	0,150*	0,0336	0,288**	0,178*
e_{5j}	-0,0189	0,473	0,0888	0,0716	-2,197***	-0,0107	0,103	0,0882	-0,0512	-0,159	0,219	0,0661	-0,288*	0,290**	-0,0360
e_{6j}	0,202	-0,00395	0,0756*	-0,0348	-0,0742	-1,351***	0,152***	-0,0158	-0,0349	0,0697*	-0,172***	-0,0199	-0,0274	-0,0296	0,0608
e_{7j}	-0,115	0,440*	-0,0948	-0,0966	0,464**	0,198***	-2,706***	-0,111	0,0662	0,109	-0,327***	-0,0751	-0,128	-0,415***	0,00518
e_{8j}	0,255	0,359**	-0,0527	0,203***	0,0371	-0,0279	-0,00108	-1,502***	0,127**	-0,0214	-0,209*	0,0313	-0,00301	-0,0207	0,0457
e_{9j}	-0,312*	0,0185	-0,0547	-0,00359	-0,0120	0,0505	0,0841	0,0745	-1,750***	0,0446	-0,0983**	0,0912*	-0,159**	-0,0627	-0,176***
e_{10j}	0,266	-0,216	1,055***	1,094***	0,695*	-0,0420	1,453***	-0,226	0,434***	-1,282***	0,992***	-0,0170	0,466**	-0,0330	-0,0265
e_{11j}	0,0735**	0,0327	0,00935	-0,00774	0,0361	0,0347***	0,00341	0,0290	0,0118	0,0350***	-0,882***	-0,0332***	-0,0220*	-0,0406***	-0,0594***
e_{12j}	-0,170**	-0,0738	0,0420	0,0411**	-0,00393	-0,00535	0,0136	-0,0222	0,0297	-0,0582**	-0,178***	-1,015***	0,0170	0,0512	0,157***
e_{13j}	-0,0737	-0,0755	0,0857**	0,0113	-0,0340	-0,0189	0,0319	-0,0122	0,0314	0,0518	-0,193***	-0,00740	-0,749***	0,0705*	0,00355
e_{14j}	-0,0906	0,0520	-0,0126	-0,0214	-0,0895	-0,0234	0,0360	-0,0552	0,0680**	-0,0946***	-0,0326	0,128***	0,0560	-0,774***	0,0616
e_{15j}	-0,119	-0,0666	0,0695**	0,0529**	-0,0268	-0,0150	0,0277	-0,0296	0,000959	0,0129	-0,228***	0,0493*	-0,140***	-0,153***	-1,098***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ***Estatisticamente significativo a 1%. **Estatisticamente significativo a 5%. *Estatisticamente significativo a 10%. A interpretação das elasticidades-preço cruzadas deve considerar a mudança percentual da quantidade do bem na linha (q_i) em resposta à variação de 1% do preço do bem da coluna (p_j). As categorias dos bens são representadas por i= 1-Refrigerantes regulares de cola; 2-Demais refrigerantes regulares; 3- Sucos industrializados e Bebidas energéticas; 4- Bebidas diet/light; 5- Suco natural; 6- Leite integral; 7- Leite desnatado; 8- Bebidas lácteas; 9- Café e Chá; 10- Água; 11-Alimentos *in natura*; 12-Alimentos processados; 13-Alimentos ultraprocessados doces; 14-Alimentos ultraprocessados salgados; 15-Outros alimentos ultraprocessados. Assim, as categorias de 1-3 demarcam os SSBs, 4-10 as demais bebidas e de 11-15 as categorias de alimentos segundo a classificação NOVA.

Tabela A.6: Efeitos na demanda por cenário de taxação das bebidas açucaradas, 2009

Categorias	Cenário I imposto <i>ad valorem</i>		Cenário II imposto sobre o volume		Cenário III imposto sobre o açúcar	
	ΔP	ΔQ	ΔP	ΔQ	ΔP	ΔQ
1-Refrigerantes regulares de cola	20 %	-9,90%	43,26%	-18,37%	9,53%	-4,42%
2-Demais refrigerantes regulares	20 %	-24,43%	54,40%	-70,57%	10,61%	-13,10%
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	20 %	-71,94%	1,24%	-22,74%	8,85%	-32,13%
4-Bebidas diet/light	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %	0 %
5-Suco natural	0 %	16,02%	0 %	43,57%	0 %	8,50%
6-Leite integral	0 %	5,22%	0 %	6,46%	0 %	2,41%
7-Leite desnatado	0 %	9,40%	0 %	38,96%	0 %	5,43%
8-Bebidas lácteas	0 %	9,28%	0 %	22,59%	0 %	4,67%
9-Café e Chá	0 %	-1,21%	0 %	-0,08%	0 %	-0,54%
10-Água	0 %	-3,00%	0 %	-67,38%	0 %	-3,55%
11-Alimentos <i>in natura</i>	0 %	1,84%	0 %	4,66%	0 %	0,94%
12-Alimentos processados	0 %	-7,96%	0 %	-20,56%	0 %	-4,12%
13-Alimentos ultraprocessados doces	0 %	1,10%	0 %	0,07%	0 %	0,49%
14-Alimentos ultraprocessados salgados	0 %	-0,30%	0 %	0,90%	0 %	0,01%
15-Outros alimentos ultraprocessados	0 %	-5,89%	0 %	-17,65%	0 %	-3,07%

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.7: Proporção de domicílios com consumo zero, participação no gasto dos domicílios, quantidade média adquirida e valor unitário médio por categoria de alimento - amostra geral, 2009

Categorias	Domicílios com consumo zero (%)	Participação nos gastos dos domicílios (%)	Quantidade média adquirida (kg)	Valor unitário médio (R\$)
Bebidas Açucaradas				
1-Refrigerantes regulares de cola	80,68%	2,09%	0,693	1,64
2-Demais refrigerantes regulares	80,25%	1,62%	0,717	1,32
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	84,48%	0,79%	0,107	11,09
Demais bebidas				
4-Bebidas diet/light	97,48%	0,19%	0,062	5,29
5-Suco natural	97,08%	0,18%	0,032	4,99
6-Leite integral	51,30%	7,24%	2,153	3,90
7-Leite desnatado	93,88%	0,74%	0,178	4,95
8-Bebidas lácteas	84,51%	1,10%	0,185	4,70
9-Café e Chá	66,65%	2,93%	0,210	11,57
10-Água	96,15%	0,36%	0,930	0,48
Alimentos				
11-Alimentos <i>in natura</i>	10,52%	52,84%	11,33	4,93
12-Alimentos processados	29,16%	13,39%	1,063	6,52
13-Alimentos ultraprocessados doces	56,13%	5,01%	0,468	8,04
14-Alimentos ultraprocessados salgados	52,12%	5,81%	0,482	6,98
15-Outros ultraprocessados	50,65%	5,71%	0,641	7,29

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.8: Proporção de domicílios com consumo zero, participação no gasto dos domicílios, quantidade média adquirida e valor unitário médio por categoria de alimento e por classe de renda, 2009

Categorias	Domicílios com consumo zero (%)			Participação nos gastos dos domicílios (%)			Quantidade média adquirida (kg)			Valor unitário médio (R\$)		
	Classe de Renda			Classe de Renda			Classe de Renda			Classe de Renda		
	Baixa	Média	Alta	Baixa	Média	Alta	Baixa	Média	Alta	Baixa	Média	Alta
Bebidas Açucaradas												
1-Refrigerantes regulares de cola	89,17%	80,36%	72,83%	1,16%	2,17%	2,83%	0,314	0,666	1,125	1,63	1,64	1,65
2-Demais refrigerantes regulares	84,34%	79,47%	77,70%	1,41%	1,72%	1,62%	0,483	0,744	0,895	1,30	1,30	1,37
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	85,37%	85,08%	82,38%	0,60%	0,70%	1,16%	0,043	0,718	0,244	12,36	11,81	8,81
Demais bebidas												
4-Bebidas diet/light	99,31%	98,33%	93,94%	0,06%	0,11%	0,48%	0,010	0,033	0,172	7,66	5,42	4,95
5-Suco natural	98,59%	97,57%	94,58%	0,07%	0,14%	0,38%	0,010	0,022	0,074	4,61	4,95	5,14
6-Leite integral	53,81%	49,37%	52,66%	7,41%	7,71%	6,11%	1,637	2,279	2,42	5,19	3,65	3,17
7-Leite desnatado	96,64%	94,61%	89,63%	0,48%	0,69%	1,09%	0,074	0,138	0,366	6,01	5,11	4,45
8-Bebidas lácteas	89,37%	85,15%	78,38%	0,72%	1,08%	1,53%	0,100	0,170	0,300	4,58	4,63	4,86
9-Café e Chá	61,54%	68,17%	68,72%	3,40%	2,87%	2,58%	0,193	0,209	0,229	10,13	11,36	13,78
10-Água	98,63%	96,76%	92,46%	0,13%	0,33%	0,66%	0,294	0,765	1,89	0,38	0,40	0,56
Alimentos												
11-Alimentos <i>in natura</i>	8,84%	10,70%	11,84%	58,23%	53,20%	46,71%	10,91	11,129	12,16	4,39	4,91	5,55
12-Alimentos processados	37,03%	28,83%	21,97%	11,95%	13,60%	14,41%	0,908	1,056	1,233	5,48	6,18	7,97
13-Alimentos ultraprocessados doces	60,84%	57,84%	48 %	3,78%	4,75%	6,77%	0,293	0,417	0,743	7,25	7,89	8,86
14-Alimentos ultraprocessados salgados	54,89%	54,67%	44,25%	5,09%	53,11%	7,54%	0,406	0,425	0,674	5,99	6,86	7,97
15-Outros ultraprocessados	52,10%	52,47%	45,57%	5,50%	5,63%	6,11%	0,545	0,619	0,781	6,26	7,06	8,62

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.9: Composição média dos nutrientes por categoria de alimento

Categorias		Energia (kcal)	Açúcar de adição (g)
Bebidas Açucaradas			
1-Refrigerantes regulares de cola	36,87	9,53	
2-Demais refrigerantes regulares	38,22	10,61	
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	41,81	8,85	
Demais bebidas			
4-Bebidas diet/light	47,13	6,95	
5-Suco natural	62,90	9,01	
6-Leite integral	166,14	-	
7-Leite desnatado	176,90	23,42	
8-Bebidas lácteas	100,18	14,04	
9-Café e Chá	28,96	4,67	
10-Água	40,01	10,14	
Alimentos			
11-Alimentos <i>in natura</i>	157,26	5,20	
12-Alimentos processados	232,04	45,45	
13-Alimentos ultraprocessados doces	351,07	36,96	
14-Alimentos ultraprocessados salgados	276,59	2,88	
15-Outros ultraprocessados	229,01	10,47	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A.10: Proporção de domicílios com consumo zero, participação no gasto dos domicílios, quantidade média adquirida e valor unitário médio por categoria de alimento - Percentil 95º de consumo de bebidas açucaradas, 2009

Categorias	Domicílios com consumo zero (%)	Participação nos gastos dos domicílios (%)	Quantidade média adquirida (kg)	Valor unitário médio (R\$)
Bebidas Açucaradas				
1-Refrigerantes regulares de cola	30,39%	7,87%	5,474	1,55
2-Demais refrigerantes regulares	28,36%	6,67%	5,761	1,24
3-Sucos industrializados e Bebidas energéticas	65,08%	2,05%	0,744	8,79
Demais bebidas				
4-Bebidas diet/light	94,32%	0,22%	0,182	5,19
5-Suco natural	92,53%	0,26%	0,125	4,78
6-Leite integral	38,01%	4,70%	3,939	3,39
7-Leite desnatado	91,50%	0,50%	0,319	5,08
8-Bebidas lácteas	64,85%	1,47%	0,568	4,69
9-Café e Chá	54,56%	2,27%	0,461	12,38
10-Água	90,81%	0,38%	2,232	0,65
Alimentos				
11-Alimentos <i>in natura</i>	3,66%	43,17%	20,667	5,72
12-Alimentos processados	13,34%	8,87%	1,826	8,38
13-Alimentos ultraprocessados doces	25,43%	7,81%	1,639	8,44
14-Alimentos ultraprocessados salgados	28,02%	6,39%	1,245	7,90
15-Outros ultraprocessados	22,30%	7,38%	1,861	7,87

Fonte: Resultados da pesquisa.

SUBSÍDIOS AO ENSINO SUPERIOR GERAM EFEITOS NO MERCADO DE TRABALHO? AVALIAÇÃO DO PROGRAMA NOSSA BOLSA NO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

KIARA DE DEUS DEMURA *

CAIO FERREIRA LOPES †

RENATO SEIXAS ‡

PABLO LIRA §

Resumo

Este artigo estima os impactos do “Programa Nossa Bolsa” (PNB) do governo do estado do Espírito Santo, que oferece bolsa de estudos a estudantes egressos de escolas públicas em instituições de ensino superior sobre escolaridade e desempenho no mercado de trabalho dos beneficiários. Usando uma estratégia de pareamento por escore de propensão, nossos resultados mostram um incremento de 25 pontos percentuais sobre a probabilidade de o indivíduo completar o nível superior. Também encontramos efeitos positivos sobre a probabilidade de estar empregado e sobre salários. Com relação ao tempo no emprego, estimamos um efeito negativo do programa.

Palavras-chave: educação superior; programa de subsídios; avaliação de impacto.

Abstract

This paper estimates the impacts of the “Programa Nossa Bolsa” (PNB) of the government of the state of Espírito Santo, which offers scholarships to students from public schools in higher education institutions on the beneficiaries’ schooling and job market performance. Using a propensity score matching strategy, our results show an increase of 25 percentage points over the individual’s probability of completing higher education. We also found positive effects on the probability of being employed and on wages. Regarding time on the job, we estimate a negative effect of the program.

Keywords: higher education; grant program; impact evaluation.

JEL classification: Q57, Q58

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea194209>

* IJSN. E-mail: kiarademura@gmail.com

† UFES. E-mail: caiolopes182@gmail.com

‡ UFES. E-mail: renato.seixas@ufes.br

§ IJSN/UVV. E-mail: pablo.lira@ijsn.es.gov.br

1 Introdução

Programas de subsídios ao ensino superior fazem parte do leque de políticas educacionais praticadas em nível nacional e local em diversos países (LÉPINE, 2018; BECKER; MENDONÇA, 2019). Sua justificativa encontra-se na crescente importância da aquisição de habilidades e conhecimentos por meio do ensino superior no mercado de trabalho, bem como no potencial para redução de desigualdades de renda. No Brasil, em particular, a correlação entre desigualdade de nível educacional e de renda (MENEZES-FILHO, 2001) e as dificuldades que estudantes em desvantagem econômica têm em financiar o investimento em educação superior de custo elevado (MURAKAMI; BLOM, 2008) fazem com que políticas de subsídios públicos ao ensino superior sejam desejáveis do ponto de vista do bem-estar social (GREENSTONE *et al.*, 2013).

As análises de experiências internacionais em países desenvolvidos mostram que programas de subsídios ao ensino superior produzem efeitos positivos sobre matrículas no ensino superior, procura por instituições de melhor qualidade, na obtenção de diplomas e desempenho acadêmico dos beneficiários nos Estados Unidos (ABRAHAM; CLARK, 2006; CORNWELL; MUSTARD; SRIDHAR, 2006; DENNING, 2019; CASTLEMAN; LONG, 2016), Reino Unido (DE-ARDEN; FITZSIMONS; WYNNESS, 2014) e Dinamarca (NIELSEN; SØRENSEN; TABER, 2010). Em países em desenvolvimento, estudos sobre os efeitos de programas de subsídio são mais limitados. No México, o programa de crédito subsidiado patrocinado pelo Banco Mundial e implementado pela *Sociedad de Fomento a la Educacion Superior* produziu um forte efeito sobre matrícula no ensino superior e sobre o desempenho acadêmico dos beneficiários (CANTON; BLOM, 2004). No Chile, há evidências de que um programa similar produziu efeitos positivos sobre matrícula em instituições de nível superior após o término do ensino médio (SOLIS, 2017).

No Brasil, programas de subsídios ao ensino superior vêm sendo praticados tanto pelo governo federal quanto estaduais. Em Santa Catarina, o programa Uniedu oferece bolsas de estudos ou pesquisas em nível de graduação ou pós-graduação a estudantes de baixa renda. No estado de São Paulo, o programa Bolsa Universidade também oferece bolsas de graduação a alunos carentes, por meio de convênio entre o governo estadual e as instituições de ensino superior.

Em nível nacional, o governo federal vem conduzindo desde 2005 o Programa Universidade para Todos (PROUNI), que também oferece bolsas de estudo a alunos de baixa renda que frequentaram escolas públicas, ou privadas na condição de bolsistas. Estudos de impacto desse programa têm analisado seu efeito sobre o desempenho acadêmico dos beneficiários medido pela nota no Exame Nacional de Desempenho de Estudantes (LÉPINE, 2018; BECKER; MENDONÇA, 2019).

Lépine (2018) mostra que os beneficiários com bolsa integral apresentam notas consideravelmente mais elevadas e menor tempo gasto para formatura em relação aos não beneficiários, e beneficiários com bolsa parcial apresentam menores efeitos. Além desses efeitos, o estudo também aponta que os beneficiários do programa têm menor probabilidade de estarem trabalhando durante a faculdade e dedicam mais tempo aos estudos, sendo esses os principais canais apontados para o efeito do programa.

Becker e Mendonça (2019) também se debruçam sobre impactos do PROUNI sobre o desempenho dos beneficiários, buscando identificar efeitos heterogê-

neos ao longo da distribuição de notas, por grupos de renda familiar e qualidade das instituições de ensino superior. Os resultados mostram ganhos de notas ao longo de toda a distribuição, i.e., os ganhos são generalizados para diferentes níveis de desempenho dos alunos. Além disso, o impacto foi maior para estudantes de mais baixa renda, que também foram identificados como mais prováveis participantes do programa, e também para alunos matriculados em instituições com melhor conceito de qualidade.

Os estudos mapeados acima mostram que os programas de subsídios ao ensino superior são efetivos para a melhoria do desempenho acadêmico dos beneficiários. Entretanto, notadamente para o Brasil, ainda faltam evidências robustas de impactos sobre o nível de escolaridade atingido, bem como sobre o desempenho dos beneficiários no mercado de trabalho. No presente estudo, buscamos preencher essa lacuna na literatura ao estimar os efeitos do Programa Nossa Bolsa (PNB), do governo do estado do Espírito Santo, que oferece bolsa de estudos a estudantes egressos de escolas públicas em instituições de ensino superior sobre escolaridade e desempenho no mercado de trabalho dos beneficiários. A mencionada política pública foi inicialmente estruturada em 2006 pela lei estadual nº 8.263.

Utilizando dados administrativos do programa, administrado pela Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Espírito Santo (FAPES), e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), estimamos os impactos do PNB sobre a probabilidade de o indivíduo completar o nível superior, ter emprego formal, salário e tempo no emprego. Assim, comparamos as variáveis de interesse dos beneficiários com um grupo de controle selecionado entre inscritos e não selecionados para o programa por meio de uma estratégia de pareamento por escore de propensão. Nossos resultados mostram um incremento de 25 pontos percentuais sobre a probabilidade de o indivíduo completar o nível superior. Também encontramos efeitos positivos sobre a probabilidade de estar empregado e sobre salários, que são crescentes com a exposição do beneficiário no mercado de trabalho. Com relação ao tempo no emprego, estimamos um efeito negativo do programa, o que interpretamos como uma maior possibilidade de mobilidade para posições de melhor remuneração. Assim, o presente estudo contribui para preencher uma importante lacuna na literatura.

O restante do artigo está organizado da seguinte maneira. Após essa introdução, a seção 2 faz uma apresentação do PNB. A seção 3 apresenta as fontes de dados utilizadas e a seção 4 discute estratégia empírica. Na seção 5 apresentamos os resultados econometrícios e na seção 6 fazemos as considerações finais.

2 O Programa “Nossa Bolsa”

O PNB possui a finalidade de conceder bolsas parciais (50%) e integrais (100%) a estudantes egressos de escolas públicas em faculdades e universidades particulares localizadas no território capixaba¹. O objetivo inicial do programa era ampliar a oferta de vagas no Ensino Superior a estudantes que cursaram todo o ensino médio em escolas públicas do Espírito Santo e que, na época de

¹Na sua origem, o Programa foi denominado Programa Bolsa Universitária NOSSABOLSA, instituído pela Lei nº 8.263, de 25 de janeiro de 2006, a qual sofreu modificações posteriores mediante a legislação nº 8.642, de 16 de outubro de 2007 e foi reordenado pela Lei nº 9.263, de 8 de julho de 2009. Em 2016, esta foi alterada pela Lei nº 10.593, recebendo a nova denominação de Programa Nossa Bolsa.

inscrição no Programa, apresentavam renda mensal per capita inferior a 1,5 salários mínimos – para os candidatos às bolsas integrais – e superior a 1,5 salários mínimos e inferior a três salários mínimos – para os candidatos às bolsas parciais. A justificativa principal para criação do Programa foi a insuficiência financeira desses indivíduos em arcar com os estudos em nível universitário.

Para que as Instituições de Ensino Superior (IES) aderissem ao Programa, a contrapartida estabelecida foi que apresentassem uma redução de, no mínimo, 20% do valor da mensalidade praticada do mercado para os bolsistas e comprovassem o reconhecimento e o conceito de cada curso obtido no decorrer do processo avaliativo do Ministério da Educação (MEC) (DIÁRIO OFICIAL, 2006). Atualmente, essa contrapartida é equivalente ao mínimo de 25% sobre o valor das semestralidades praticadas, alteração que foi promovida pela Lei 10.593, de 21 de novembro de 2016.

No período de 2006 a 2009, o Programa funcionou com regras gerais, sendo que grande parte delas foi mantida nos editais posteriores. Entre os requisitos gerais do Programa desde a sua criação estão ter estudado todo o ensino médio em escolas públicas capixabas e ter participado do Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) com exigência de desempenho mínimo nas provas objetivas (450 pontos) e na redação (500 pontos), além de outras exigências, como não ser beneficiário de financiamento estudantil ou de outro programa de concessão de bolsas e não possuir diploma de graduação. Desde o início, o programa destina 20% das bolsas preferencialmente para alunos de raça negra e afrodescendentes. Já o critério de não ter sido desligado do PNB devido a descumprimento de exigências mínimas ou por fraude consta nos editais de 2010 a 2014, mas não é citado em 2015.

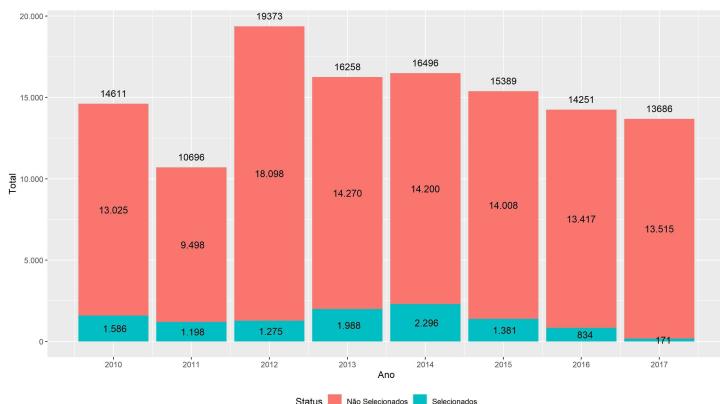
A partir de 2017 (Lei nº 10.763/2017), o programa também passou a conceder bolsas de Pesquisa de Iniciação Científica, Tecnológica e Extensão para participantes do PNB, pelo período de 12 meses, e bolsas de Mestrado, para quem tenha concluído a graduação com o PNB, por até 24 meses. Adicionalmente, foi feita uma emenda que dá preferência em 20% das vagas destinadas às bolsas de graduação para beneficiários do Programa Ocupação Social².

Além dessas mudanças, o Decreto nº 4.181, de 12 de dezembro de 2017, o qual atualizou a regulamentação do PNB, modificou a renda per capita exigida para ingresso no Programa de 1,5 para igual ou inferior a um salário mínimo, no caso dos candidatos à bolsa integral (100%). Para os inscritos com intenção à bolsa parcial (50%), o critério de renda exigido é o equivalente ou inferior a três salários mínimos per capita.

A legislação promulgada em 2017 também alterou um ponto acrescido na Lei nº 10.593/2016: a exigência de que, além de ter concluído todo o ensino médio em escolas públicas capixabas, o candidato também deveria ter cursado o segundo ciclo do ensino fundamental em escolas da rede pública no Espírito Santo. Assim, no ano seguinte, a Lei nº 10.763 promoveu uma nova alteração que, além de determinar a premissa somente de ter cursado todo o ensino médio em escolas públicas capixabas, também teria direito a concorrer à bolsa aqueles que cursaram o ensino médio parcial ou integralmente em escolas privadas, desde que na condição de bolsistas integrais ou, ainda, candidatos

²Trata-se de um Programa do Governo do Estado do Espírito Santo, cujo objetivo era levar oportunidades a jovens que vivem em bairros de alta vulnerabilidade social, onde também se apresentam elevados índices de homicídio. Ao todo, eram contemplados 26 bairros, distribuídos em nove municípios do ES.

Figura 1: Inscrições no PNB (2010 - 2017)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES.

que concluíram o ensino técnico em um dos Centros Estaduais de Educação Técnica (CEETs) do Espírito Santo.

Nos anos de 2011 a 2015, foi destinado um montante financeiro de até R\$ 248 233 907,31 para os respectivos editais do PNB, conforme discriminado em cada um desses documentos, valores oriundos do Fundo Estadual de Ciência e Tecnologia (FUNCITEC). Nesse período, o PNB teve mais de 120 mil inscrições, sendo que 8458 foram selecionados para participar do Programa. A Figura 1 mostra a evolução do número de inscritos em cada edital do PNB, divididos entre selecionados e não selecionados, entre 2010 e 2017. O número de inscritos reduziu de 14611 em 2010 para 10696 em 2011. No ano seguinte aumentou para 19373. Em 2013 e 2014 se manteve no patamar de 16 mil. Entre 2015 e 2017, o número de inscritos diminuiu de 15389 para 13686. Essa retração repercutiu no indicador de pessoas selecionadas pelo PNB, redução de 1361 em 2015 para 171 em 2017. Além da redução do número de inscritos, o programa também sofreu cortes no orçamento a partir do ano de 2016³ que ajudam a explicar a queda acentuada no número de participantes nos dois últimos anos da série.

3 Dados

Os dados que serão utilizados na avaliação são provenientes de duas fontes principais: (1) dados administrativos disponibilizados pela Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Espírito Santo (FAPES), responsável pela gestão do programa e (2) dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) identificada do Ministério da Economia.

Os dados administrativos do PNB cobrem o período de 2006 até 2017 e fornecem as informações de identificação dos inscritos por edital, tais como: CPF; número de identificação no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM); nota no ENEM; Instituição de Ensino Superior (IES); curso; turno, classificação do candidato como afrodescendente e status do inscrito no programa em 2017. Para a avaliação, foram consideradas as inscrições para os editais de

³Segundo informações da FAPES, o orçamento do programa foi reduzido de R\$ 36 milhões em 2015 para R\$ 7,3 milhões em 2016 e R\$ 6,9 milhões em 2017.

2010 a 2015, sendo indivíduos tratados aqueles que concluíram o programa até 2017 e não tratados aqueles que não foram selecionados para o programa⁴. Assim, não foram considerados na análise aqueles cujo status no programa ainda eram de participantes – ativos ou trancados – em 2017. Após desconsiderarmos observações duplicadas, referentes a indivíduos que se inscreveram em mais de um edital, o banco de dados da FAPES forneceu um total de 60795 observações, das quais 3265 correspondem a indivíduos que concluíram o programa.

Por meio do CPF dos inscritos foi possível recuperar informações na RAIS identificada que complementam as informações do banco de dados da FAPES, tanto no que diz respeito ao perfil do candidato, quanto às variáveis de interesse para a avaliação do impacto do PNB⁵. Para caracterizar o perfil dos candidatos, foram buscadas as seguintes informações: raça, sexo e idade. As informações usadas para estimação do impacto do PNB foram: escolaridade, rendimento médio por hora e tempo de trabalho por vínculo. A busca na RAIS encontrou 38885 indivíduos presentes no banco de dados da FAPES, sendo 3040 correspondentes a tratados, que constituem as amostras utilizadas nas análises. Desses indivíduos, 28042 foram encontrados no ano de 2017 e 24023 no ano de 2018. Os indivíduos encontrados em cada ano foram considerados como tendo tido vínculo formal naquele ano, enquanto os não encontrados foram considerados como não tendo vínculo formal.

4 Estratégia Empírica

Para identificar o efeito de participar do Programa Nossa Bolsa (PNB) sobre indicadores do mercado de trabalho, é preciso observar um grupo de pessoas que recebeu o tratamento e compará-los a outro grupo de pessoas que não foram expostas ao programa. O ideal é que esse grupo de comparação tenha características similares ao que recebeu o tratamento. Se não for este o caso, qualquer diferença entre ambos pode ser atribuída ao impacto do PNB e a diferenças preexistentes, denominada de viés de seleção.

Na análise de avaliação de impacto, o modelo de Roy–Rubin ([ROY, 1951](#); [RUBIN, 1974](#)), conhecido como modelo de resultados potenciais, formaliza essa questão. É definida uma variável binária T_i , que recebe o valor 1 se o indivíduo i pertence ao grupo de tratamento e 0 caso contrário, e uma variável de resultado potencial do indivíduo i como $Y_i(T_i)$, para cada indivíduo i , onde $i = 1, \dots, N$, com N denotando o número total de pessoas. O efeito do tratamento para o indivíduo i pode ser escrito como:

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (1)$$

No entanto, não é possível calcular τ_i diretamente uma vez que, para cada indivíduo, observa-se apenas $Y_i(1)$ ou $Y_i(0)$, gerando o problema fundamental da inferência causal. A solução é reformular o parâmetro a nível populacional e identificar resultados médios ([HECKMAN; VYTLACIL, 2007](#)). Uma abordagem comum é o uso do Efeito Médio do Tratamento (EMT), escrito como

$$EMT = E[Y_i(1) - Y_i(0)] \quad (2)$$

⁴No banco de dados disponibilizado não há informação de quando o indivíduo concluiu o PNB.

⁵Até a disponibilização dos dados, o PNB coletava poucas informações referentes ao perfil do candidato na época de inscrição no programa.

que é a diferença do resultado esperado, após o tratamento, entre os grupos de tratado e controle. Outro parâmetro de avaliação, para verificar o efeito do PNB somente sobre as pessoas tratadas, é o chamado Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (EMTT)

$$EMTT = E[(Y_i(1) - Y_i(0)) | T = 1] \quad (3)$$

que representa a diferença entre o valor esperado com e sem tratamento para aqueles que participaram do programa. Como $E[Y_i(0) | T = 1]$ não pode ser observado, é preciso obter o resultado médio das pessoas que não foram tratadas. Mas em um contexto onde os indivíduos não são atribuídos de forma aleatória à intervenção, os componentes que determinam a entrada no PNB, por exemplo, como melhores notas no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM), tendem a determinar também os resultados de interesse, como o rendimento médio proveniente do trabalho.

Uma vez que a amostra analisada é formada apenas por indivíduos que se inscreveram no PNB, é plausível supor que variáveis não observáveis como interesse e motivação, não se diferenciem consideravelmente entre os selecionados e não selecionados. Diante desse quadro, a abordagem de pareamento por escore de propensão possibilita, sob as hipóteses de identificação que serão discutidas abaixo, a estimação dos resultados considerando grupos de tratamento e comparação similares em características observáveis, que só se diferenciarão em termos de resultados, por terem ou não participado do programa.

O método permite criar pares de indivíduos entre os dois grupos, conforme características observáveis relevantes no período anterior a participação no programa, através de uma função do vetor de características $P(X_i)$. As características observáveis relevantes no contexto do PNB e que estão disponíveis, são: sexo, idade, classificação como afrodescendente, ano do edital, turno, período, nota objetiva do ENEM e área do curso. O escore de propensão $P(X) = P(T = 1 | X)$, é definido como a probabilidade de um indivíduo participar do programa dado o conjunto de suas características observáveis (CALIENDO; KOPEINIG, 2008).

Para utilizar a estratégia de pareamento com escore de propensão, a identificação requer que a diferença nos resultados do mercado de trabalho entre os indivíduos no grupo de tratamento e comparação, sejam atribuídas somente ao PNB, uma vez que estes possuem características observáveis semelhantes. Essa hipótese é conhecida como seleção nos observáveis e pode ser representada como:

$$\text{Hipótese 1: } (Y_i(1), Y_i(0)) \perp T_i | X_i$$

Em palavras, dado o escore de propensão $P(X)$, composto por variáveis que não são afetadas pelo tratamento, os resultados potenciais são independentes da atribuição ao programa.

Outro pressuposto requerido é a condição de suporte comum, ou condição de sobreposição, que permite a comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle.

$$\text{Hipótese 2: } 0 < P(X) < 1$$

Sob essa hipótese, há garantia de que pessoas com o mesmo escore de propensão possuam probabilidade positiva de serem atribuídas tanto ao grupo de controle quanto ao de tratamento.

Formalmente, sob as hipóteses de identificação, o estimador do Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (EMTT) do Escore de Propensão pode ser expresso como

$$EMTT = E[E(Y(1) | T = 1, P(X)) - E(Y(0) | T = 0, P(X)) | T = 1] \quad (4)$$

Ou seja, é calculado o valor esperado da diferença de médias da variável de resultado Y , sob o suporte comum, ponderado pelo escore de propensão.

O escore de propensão $P(X)$ pode ser estimado através de um modelo de escolha discreta, como probit ou logit, utilizando-se como variável dependente uma *dummy*, que indica a participação ou não do indivíduo no PNB. Por sua vez, as covariáveis a serem utilizadas para a sua construção devem influenciar, simultaneamente, a decisão de participação ou não no PNB e a variável de resultado (CALIENDO; KOPEINIG, 2008). No presente estudo, as covariadas usadas para estimação do escore de propensão foram: número de períodos do curso, turno do curso, área do curso⁶, ano do edital, sexo, idade, classificação como afrodescendente e nota objetiva no ENEM.

Após obter a previsão do escore de propensão são utilizados os critérios de vizinho mais próximo, sem e com reposição, e o critério vizinho mais próximo dentro de um raio predeterminado, com a distância absoluta entre os escores de propensão de 50% e 10% do desvio padrão dos escores de propensão estimados para construir o grupo de comparação. Essa etapa consiste basicamente na formação de grupos de tratamento e controle mais robustos com base na proximidade do resultado do escore de propensão⁷.

Após obter a amostra pareada, o efeito do tratamento pode ser estimado por um modelo econométrico que assume a seguinte forma:

$$Y_i = \alpha + \tau T_i + \theta X_i + \epsilon_i \quad (5)$$

Na equação acima, Y_i representa as variáveis dependentes para as quais se deseja estimar o impacto no PNB (escolaridade, emprego formal, salário e tempo no emprego), T_i uma variável indicadora do indivíduo que completou o PNB (tratados), X_i um vetor de covariadas também usadas na estimativa do escore de propensão e ϵ_i um componente de erro. Nosso parâmetro de interesse para estimativa do impacto do PNB é τ .

Nos modelos para escolaridade e emprego formal, a variável dependente corresponde a uma variável indicativa (*dummy*) para escolaridade maior ou igual a superior completo e se o indivíduo teve emprego formal. Assim, o coeficiente τ pode ser interpretado como o impacto sobre a probabilidade de o indivíduo ter nível superior ou ter emprego formal. Para a variável “rendimento”, foi usado um modelo em forma logarítmica e o coeficiente τ pode ser interpretado como o impacto do PNB em termos percentuais. Por fim, nas equações para tempo no emprego, a variável dependente foi usada sem transformação.

⁶Cursos divididos em três grandes áreas: biológicas e saúde, exatas e humanas.

⁷Todo procedimento de pareamento foi realizado por meio do pacote MatchIt (HO *et al.*, 2011) e do software R.

5 Resultados

5.1 Análise Descritiva

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

Variável	N	Média	Desv. Pad.
Tratados	38 885	0,08	0,27
Escolaridade: Superior	38 885	0,32	0,47
Empregado Formal-2017	38 885	0,72	0,45
Empregado Formal-2018	38 885	0,62	0,49
Salário/hora-2017	28 042	13,66	17,85
Salário/hora-2018	24 023	15,35	22,65
Tempo no emprego-2017	28 042	36,04	38,00
Tempo no emprego-2018	24 023	43,47	40,79
Períodos	38 885	8,55	1,51
Idade	37 668	23,61	6,71
Sexo F	38 885	0,63	0,48
Sexo M	38 885	0,37	0,48
Afrodescendente	38 884	0,37	0,48
Nota Objetiva	38 882	459,22	160,06
Matutino	37 656	0,18	0,39
Vespertino	37 656	0,01	0,08
Noturno	37 656	0,81	0,39
Biológicas e Saúde	37 777	0,24	0,43
Exatas	37 777	0,25	0,43
Humanas	37 777	0,51	0,50
Edital 2010	38 885	0,28	0,45
Edital 2011	38 885	0,19	0,39
Edital 2012	38 885	0,29	0,45
Edital 2013	38 885	0,02	0,13
Edital 2014	38 885	0,01	0,09
Edital 2015	38 885	0,21	0,41

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES.

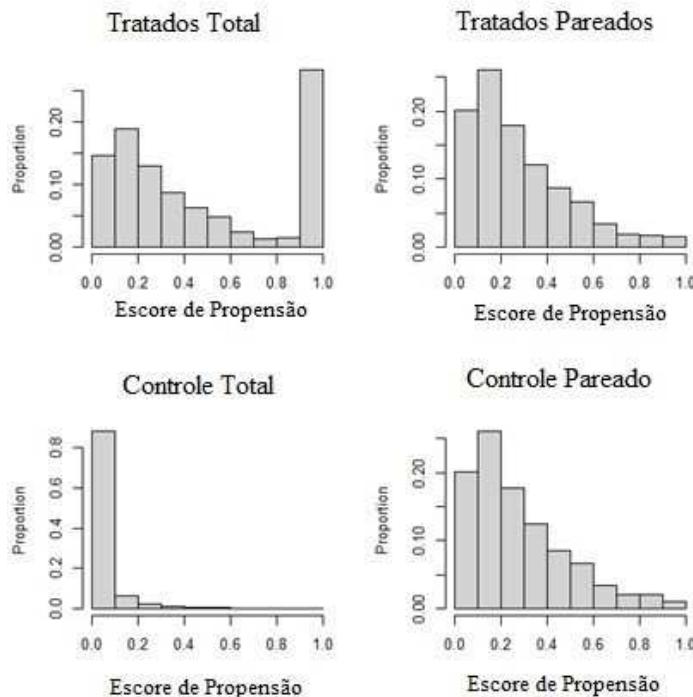
A Tabela 1 traz estatísticas descritivas da amostra resultante da junção dos bancos de dados da FAPES e da RAIS. Os 3040 indivíduos tratados correspondem a 8% da amostra. Com relação a características dos indivíduos, vemos que 63% são do sexo feminino, 32% têm escolaridade igual ou maior que superior completo e 37% são afrodescendentes⁸. A idade média foi de 23,6 anos e a nota média do ENEM foi de 459,22, em uma escala de zero a 1000.

Nas variáveis referentes a performance no mercado de trabalho, verificou-se que 72% dos indivíduos tiveram vínculo formal em 2017 e 62% em 2018⁹. O salário médio por hora em 2017 foi de R\$ 13,66 e em 2018 foi de R\$ 15,35. O tempo médio dos vínculos de emprego foram de 36,04 meses em 2017 e 43,47 meses em 2018. Com relação às características dos cursos escolhidos pelos inscritos, vemos uma grande preferência por cursos noturnos (81%). Já

⁸De acordo com autoclassificação dos candidatos quando da inscrição no programa.

⁹Considerou-se como tendo vínculo de trabalho formal aqueles indivíduos que foram observados com salário em determinado ano.

Figura 2: Histogramas Escore de Propensão para Tratados e Não Tratados Antes e Depois do Pareamento



Fonte: Elaboração própria.

com relação às áreas de estudos, a maior preferência recai na área de humanas (51%) sendo o restante igualmente dividido entre biológicas e saúde e exatas. Finalmente, observamos que os editais do PNB com maior participação na amostra são os de 2012, 2010 e 2015.

A Tabela 2 mostra o teste de igualdade de médias para as variáveis usadas na estimativa do escore de propensão e o modelo do impacto do PNB sobre a escolaridade dos indivíduos entre os grupos de indivíduos tratados e não tratados¹⁰. São exibidas comparações para a amostra sem pareamento e com pareamento segundo os critérios definidos¹¹. Após o pareamento, em ambos os critérios de vizinho mais próximo (sem e com reposição) verifica-se que os grupos de controle e tratamento ainda apresentam diferenças significativas para muitas variáveis. O critério de vizinho mais próximo dentro do raio de 10% mostrou-se mais eficaz na formação do grupo controle e tratamento, indicando semelhança entre esses grupos pelo teste de igualdade de médias para praticamente todas as características observadas, com exceção da variável indicativa do edital de 2014.

A Figura 2 apresenta a distribuição do escore de propensão para a amostra anterior e posterior ao pareamento para os grupos de não tratados e tratados

¹⁰Os pareamentos para as demais variáveis de interesse (salário, emprego formal e tempo de emprego) não são apresentados por economia de espaço, porém os resultados são similares.

¹¹Por economia de espaço, omitimos o pareamento feito com raio de 50% do desvio padrão do escore de propensão, cujos resultados são bastante similares ao pareamento com raio de 10% apresentado na tabela.

Tabela 2: Pareamento Nível Superior

Variável	Sem Pareamento			Pareamento sem Reposição			Pareamento com Reposição			Pareamento com Caliper = 0,1		
	Tratados	Não Tratados	p-valor	Tratados	Não Tratados	p-valor	Tratados	Não Tratados	p-valor	Tratados	Não Tratados	p-valor
Períodos	7,654	8,592	0,000	7,654	7,911	0,000	7,654	7,999	0,000	7,928	7,942	0,772
Idade	22,989	23,705	0,000	22,989	22,847	0,388	22,989	23,079	0,64	22,918	22,895	0,905
Sexo F	0,611	0,63	0,057	0,611	0,595	0,211	0,611	0,599	0,452	0,608	0,593	0,312
Sexo M	0,389	0,37	0,057	0,389	0,405	0,211	0,389	0,401	0,452	0,392	0,407	0,312
Afrodescendente	0,282	0,38	0,000	0,282	0,268	0,248	0,282	0,266	0,236	0,279	0,269	0,497
Nota Objetiva	576,127	449,352	0,000	576,127	582,272	0	576,127	574,373	0,354	576,992	579,571	0,13
Matutino	0,132	0,183	0,000	0,132	0,162	0,002	0,132	0,163	0,007	0,161	0,163	0,828
Vespertino	0,007	0,006	0,45	0,007	0,011	0,122	0,007	0,009	0,672	0,01	0,013	0,454
Noturno	0,861	0,811	0,000	0,861	0,826	0,001	0,861	0,828	0,006	0,829	0,824	0,673
Biológicas e Saúde	0,222	0,217	0,566	0,222	0,243	0,067	0,222	0,245	0,091	0,252	0,245	0,605
Exatas	0,24	0,256	0,067	0,24	0,225	0,167	0,24	0,231	0,496	0,227	0,227	0,97
Humanas	0,538	0,527	0,273	0,538	0,532	0,703	0,538	0,524	0,389	0,521	0,528	0,678
Edital 2010	0,262	0,279	0,045	0,262	0,365	0,000	0,262	0,35	0,000	0,358	0,357	0,973
Edital 2011	0,204	0,194	0,227	0,204	0,297	0,000	0,204	0,279	0,000	0,281	0,289	0,596
Edital 2012	0,211	0,3	0,000	0,211	0,295	0,000	0,211	0,317	0,000	0,291	0,302	0,463
Edital 2013	0,197	0,001	0,000	0,197	0,007	0,000	0,197	0,008	0,000	0,016	0,009	0,062
Edital 2014	0,096	0,000	0,000	0,096	0,004	0,000	0,096	0,005	0,000	0,012	0,005	0,009
Edital 2015	0,03	0,225	0,000	0,03	0,032	0,696	0,03	0,041	0,076	0,042	0,038	0,569
Amostra	2708	32781		2708	2708		2708	1510		1961	1961	

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES.

As diferenças no tamanho das amostras de tratados correspondem a observações com informações faltantes em algumas das variáveis que foram excluídas. Nos modelos de “Pareamento com Caliper”, a amostra se reduz um pouco mais devido a indivíduos que não tiveram pares dentro da distância estabelecida.

usando o critério de vizinho mais próximo com raio de 10% na estimativa do impacto sobre escolaridade¹². Comparando as figuras à esquerda (não pareados) às da direita (pareados) é possível perceber que o pareamento aumentou a semelhança na distribuição do escore de propensão dos tratados e não tratados, ao melhorar o suporte comum entre o controle e o tratamento. Portanto, após o pareamento, observa-se que os grupos se sobrepõem quase perfeitamente, o que garante que os grupos são, de fato, comparáveis.

5.2 Resultados Econométricos

Nessa seção apresentamos os resultados das estimativas de impacto do PNB sobre escolaridade e empregabilidade dos participantes obtidas por meio do modelo de regressão aplicado às amostras pareadas. Os indicadores para os quais foi estimado o impacto do PNB foram: probabilidade de o participante ter escolaridade maior ou igual a nível superior completo, probabilidade de estar em emprego formal nos anos de 2017 e 2018, salário em 2017 e 2018 e tempo no emprego em 2017 e 2018. As figuras mostram estimativas obtidas sem pareamento (modelos 1 e 2), com pareamento sem reposição (modelos 3 e 4), pareamento com reposição (modelos 5 e 6) pareamento com raio de 50% (modelos 7 e 8) e pareamento com raio de 10% (modelos 9 e 10). Em cada um desses grupos, o primeiro modelo corresponde à uma especificação sem covariadas e o segundo com covariadas. Em todas as figuras, são apresentadas estimativas dos impactos (τ) e da margem de erro (intervalo de confiança). Quando a margem de erro cruza o nível zero (linha tracejada) não podemos rejeitar a hipótese de que o coeficiente estimado seja igual à zero. Para cada especificação de pareamento, apresentamos resultados de modelos estimados sem covariadas e com covariadas. De maneira geral, os resultados obtidos com as diferentes especificações de pareamentos são semelhantes entre si. Por outro lado, em comparação com as amostras não pareadas, as diferenças são mais pronunciadas, o que evidencia o efeito do viés de seleção na participação no PNB.

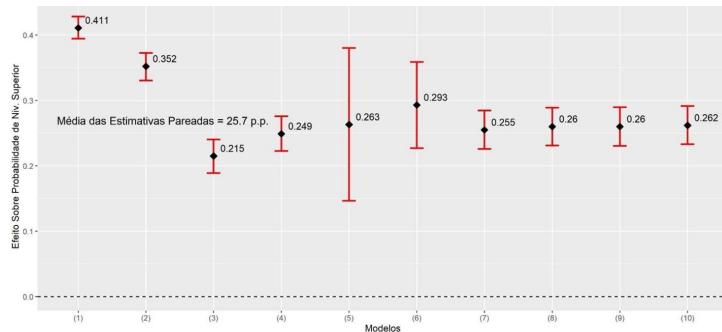
A Figura 3 mostra as estimativas de impacto da participação no PNB sobre a probabilidade de o indivíduo ter completado nível superior. As estimativas pareadas indicam que o PNB aumenta em 25 pontos percentuais a probabilidade de o indivíduo completar o nível superior¹³. Nas amostras não pareadas, esse efeito é maior devido ao viés de seleção na amostra, i.e., uma vez que os participantes no PNB são mais bem preparados, eles já possuem uma maior propensão a obter o diploma universitário, mesmo sem o PNB. Ainda assim, observa-se que o PNB tem efeito considerável sobre a escolaridade.

As Figuras 4 e 5 mostram as estimativas do impacto do PNB sobre a probabilidade de o indivíduo ter emprego formal nos anos de 2017 e 2018 respectivamente. No ano de 2017, as estimativas pareadas apontam para um efeito positivo de quatro pontos percentuais, com duas estimativas não significantes, enquanto para o ano de 2018 o impacto estimado é de sete pontos percentuais e apenas uma estimativa não significante. Esses resultados sugerem que o efeito do PNB sobre a empregabilidade dos participantes pode ser

¹²Novamente, os resultados para as demais variáveis de interesse (salário, emprego formal e tempo de emprego) não são apresentados por economia de espaço, porém são bastante similares.

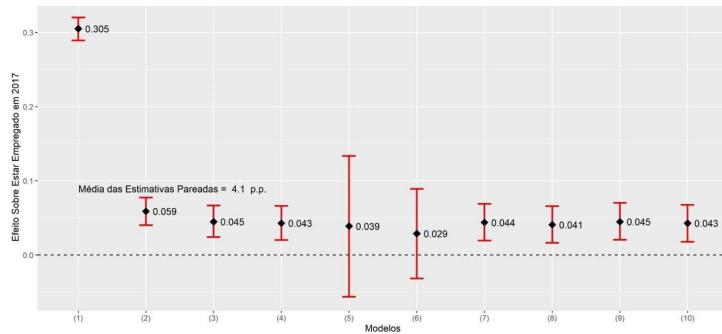
¹³Essa estimativa, bem como as demais comentadas, se refere à média das estimativas pareadas, i.e., dos modelos 3 a 10 nas figuras.

Figura 3: Impacto do PNB Sobre Probabilidade de ter Nível Superior



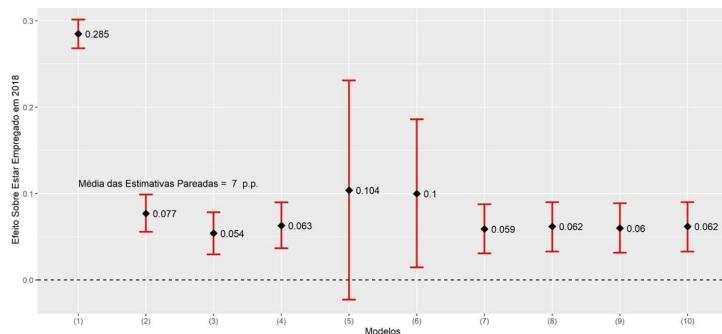
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES e RAIS.

Figura 4: Impacto do PNB Sobre Probabilidade de ter Emprego Formal em 2017

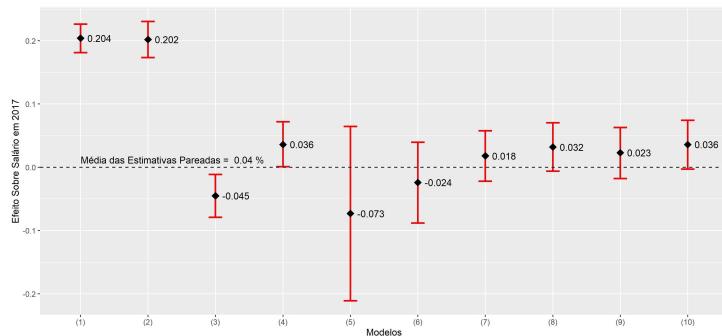


Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES e RAIS.

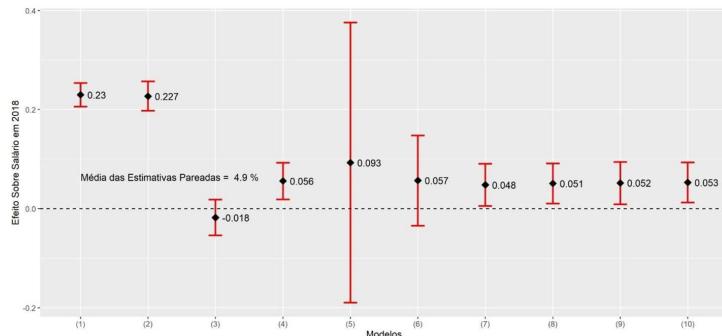
Figura 5: Impacto do PNB Sobre Probabilidade de ter Emprego Formal em 2018



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES e RAIS.

Figura 6: Impacto do PNB Sobre Salário 2017

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES e RAIS.

Figura 7: Impacto do PNB Sobre Salário 2018

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES e RAIS.

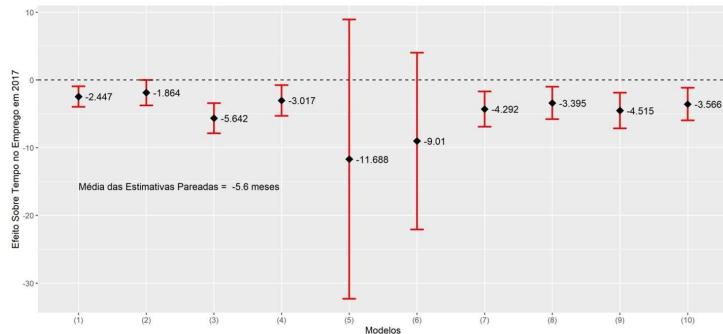
maior ao longo do tempo. Em outras palavras, os benefícios da participação no PNB tendem a se materializar em períodos mais longos em comparação com períodos mais imediatos após o término do programa.

Nas Figuras 6 e 7, são exibidos os resultados para estimativas de impacto do PNB sobre rendimentos nos anos de 2017 e 2018. Novamente, vemos um padrão de impactos crescentes ao longo do tempo. Em 2017, as estimativas pareadas apontam um impacto médio de 0,04%, sem significância estatística em quase todas as especificações de pareamento (modelos 3 a 10). Já no ano de 2018, temos um resultado médio de 4,9% de incremento no salário devido à participação no PNB, com três estimativas não significantes.

As Figuras 8 e 9 trazem as estimativas para o impacto do PNB sobre o tempo no emprego dos participantes. Os resultados pareados mostram um efeito negativo nesse indicador. Para o ano de 2017 temos um efeito de 5,6 meses, com duas estimativas não significantes e para 2018 temos um impacto negativo de 2,8 meses, também com duas estimativas não significantes. Esses resultados sugerem que os participantes do PNB apresentam uma maior mobilidade de emprego do que os não participantes, o que se reflete em um menor tempo de emprego.

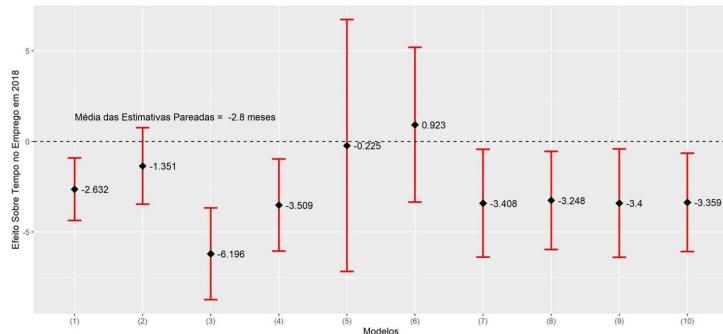
As estimativas obtidas permitem concluir que o PNB teve impactos que podem ser considerados positivos tanto sobre a escolaridade dos participantes, que é o objetivo principal do PNB, quanto sobre a empregabilidade dos

Figura 8: Impacto do PNB Sobre Tempo no Emprego em 2017



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES e RAIS.

Figura 9: Impacto do PNB Sobre Tempo no Emprego em 2018



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAPES e RAIS.

participantes após a conclusão. Com efeito, os resultados para emprego formal, salário e tempo no emprego sugerem que os participantes do PNB tendem a migrar para ocupações de melhor remuneração após completarem o programa. Assim, além de aumentar o nível de escolaridade da população, o PNB pode também contribuir para uma ascensão dos participantes na pirâmide social, na medida em que permite o acesso a melhores posições no mercado de trabalho, e, mais em longo prazo, também pode contribuir para uma redução na desigualdade de rendimentos da população do Espírito Santo.

6 Conclusão

O objetivo deste artigo foi buscar estimar o impacto do Programa Nossa Bolsa sobre escolaridade e condições de empregabilidade dos beneficiários. Para tanto, utilizamos dados administrativos da Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Espírito Santo (FAPES) sobre os inscritos nos editais do PNB de 2010 a 2015 com informações da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) identificada produzida pelo Ministério da Economia. Isso nos permitiu estimar o efeito causal do PNB sobre a probabilidade de o participante completar o ensino superior, probabilidade de ter emprego formal, salário médio e tempo no emprego.

Os resultados encontrados mostram que o PNB tem impacto significativo

sobre todas as variáveis analisadas. Destacamos o impacto sobre a escolaridade que mostra que os participantes do PNB têm 25 pontos percentuais a mais de probabilidade de concluir o ensino superior do que os inscritos e não selecionados. Com relação ao desempenho no mercado de trabalho, encontramos evidências de efeitos positivos sobre os rendimentos dos participantes que se materializam com a maior exposição ao mercado de trabalho. Isso vale tanto para a probabilidade de ter emprego formal quanto para o rendimento médio. Já para o tempo médio no emprego encontramos evidências de impacto negativo, o que indica uma maior mobilidade dos participantes no PNB. Interpretamos esse resultado, em conjunto com os maiores rendimentos, como evidência de que o PNB permite uma maior mobilidade em direção a postos de trabalho de melhor qualidade.

O presente estudo avança consideravelmente na avaliação de programas de subsídio ao ensino superior no Brasil na medida em que conseguimos compatibilizar uma base de dados administrativos, que não está disponível ao público, com outra fonte de informações detalhadas sobre o desempenho dos participantes no mercado de trabalho. Assim, até onde pudemos mapear, nosso estudo apresenta resultados inéditos na literatura que avalia impactos de programas de subsídios ao ensino superior.

Ao fim, notamos que o PNB tem potencial para contribuir com a redução da desigualdade de rendimentos ao propiciar maior acesso de grupos socio-economicamente desfavorecidos ao ensino superior. Esse potencial pode ser alavancado por meio de uma maior integração dos formuladores dos editais com outras esferas de programas sociais e de desenvolvimento do Governo do Estado. Essa integração pode identificar necessidades regionalizadas de foco do PNB na oferta de cursos superiores em maior demanda pelas microrregiões do estado.

7 Agradecimentos

Pesquisa financiada pela Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Espírito Santo – FAPES (Edital: Resolução nº 194/2017 - Avaliação de Impacto do Programa Nossa Bolsa) executada em parceria com o Instituto Jones dos Santos Neves - IJSN. As ideias e opiniões emitidas são de exclusiva responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a posição oficial do IJSN nem da FAPES. Os erros remanescentes são de responsabilidade dos autores. Agradecemos os comentários recebidos durante apresentações no 49º Encontro Nacional de Economia e seminários acadêmicos no PPGEco/UFES e PP-GOM/UFPel.

Referências

- ABRAHAM, K.; CLARK, M. Financial Aid and Students' College Decisions: Evidence from the District of Columbia Tuition Assistance Grant Program. *The Journal of Human Resources*, v. 41, n. 3, p. 578–610, 2006.
- BECKER, K. L.; MENDONÇA, M. J. *Avaliação de Impacto do Prouni sobre a Performance Acadêmica dos Estudantes*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2019.

- CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, v. 22, n. 1, p. 31–72, 2008.
- CANTON, E.; BLOM, A. *Can student loans improve accessibility to higher education and student performance? An impact study of the case of SOFES, Mexico*. Washington, DC: World Bank, 2004.
- CASTLEMAN, B. L.; LONG, B. T. Looking beyond Enrollment: The Causal Effect of Need-Based Grants on College Access, Persistence, and Graduation. *Journal of Labor Economics*, v. 34, n. 4, 2016.
- CORNWELL, C.; MUSTARD, D. B.; SRIDHAR, D. J. The Enrollment Effects of Merit-Based Financial Aid: Evidence from Georgia's HOPE Program. *Journal of Labor Economics*, v. 24, n. 4, 2006.
- DEARDEN, L.; FITZSIMONS, E.; WYNESS, G. Money for nothing: Estimating the impact of student aid on participation in higher education. *Economics of Education Review*, v. 43, p. 66–78, 2014.
- DENNING, J. T. Born Under a Lucky Star: Financial Aid, College Completion, Labor Supply, and Credit Constraints. *Journal of Human Resources*, v. 54, n. 3, p. 760–784, 2019.
- GREENSTONE, M. et al. *Thirteen Economic Facts about Social Mobility and the Role of Education*. Washington, DC: Brookings Institution, 2013.
- HECKMAN, J. J.; VYTLACIL, E. J. Econometric evaluation of social programs, part II: Using the marginal treatment effect to organize alternative econometric estimators to evaluate social programs, and to forecast their effects in new environments. In: HECKMAN, J. J.; LEAMER, E. E. (ed.). *Handbook of Econometrics*. Amsterdam: Elsevier, 2007. v. 6. p. 4875–5143.
- HO, D. et al. MatchIt: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference. *Journal of Statistical Software*, v. 42, n. 8, p. 1–28, 2011. doi: 10.18637/jss.v042.i08. Disponível em: <https://www.jstatsoft.org/index.php/jss/article/view/v042i08>.
- LÉPINE, A. Financial Aid and Student Performance in College: Evidence from Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 38, n. 2, p. 221–261, 2018.
- MENEZES-FILHO, N. Educação e Desigualdade. In: MENEZES-FILHO, N.; LISBOA, M. (ed.). *Microeconomia e Sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2001. v. 1. p. 13–50.
- MURAKAMI, Y.; BLOM, A. *Accessibility and Affordability of Tertiary Education in Brazil, Colombia, Mexico and Peru within a Global Context*. Washington, DC: World Bank, 2008.

NIELSEN, H.; SØRENSEN, T.; TABER, C. Estimating the Effect of Student Aid on College Enrollment: Evidence from a Government Grant Policy Reform. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 2, n. 2, p. 185–215, 2010.

ROY, A. D. Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers*, v. 3, n. 2, p. 135–146, 1951.

RUBIN, D. B. Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies. *Journal of Educational Psychology*, v. 66, n. 5, p. 688, 1974.

SOLIS, A. Credit access and college enrollment. *Journal of Political Economy*, v. 125, n. 2, p. 562–622, 2017.

RESTRIÇÕES A ROBÔS EM PREGÕES ELETRÔNICOS: IMPACTOS NOS LEILÕES DE CAFÉ DO COMPRASNET

ANDRÉ MENEGATTI *
CLAUDIO R. LUCINDA †

Resumo

O estudo analisa os impactos econômicos de duas regras que restrin-
giram o uso de programas de computador para submissão automática de
lances em pregões eletrônicos do Comprasnet. A “Regra dos 20s” impôs o
intervalo mínimo de 20 segundos entre lances subsequentes de um mesmo
fornecedor. A “Regra dos 3s” impôs o intervalo mínimo de 3 segundos
para cobrir a melhor oferta. A Regra dos 3s teria causado um aumento
de preços de aproximadamente 15%, correspondendo a um aumento de
R\$ 7,5 milhões nos gastos do Governo Federal com aquisição de café entre
janeiro de 2014 e dezembro de 2015.

Palavras-chave: lances automáticos; leilões; diferenças em diferenças.

Abstract

This study is focused on the economic effects of two rules aimed at constraining the usage of computer programs for automatic bidding in online government purchases in Comprasnet. The “20s rule” mandated a minimum 20 seconds between bids from the same supplier. The “3s rule” mandated a minimum interval of 3 seconds for another bid to cover the best bid. Results show the 3 seconds rule cause a price increase of approximately 15%, corresponding to an increase of BRL 7.5 million in Federal Government coffee purchases between January 2014 and December 2015.

Keywords: electronic bidding; auctions; differences in differences.

JEL classification: D44, C70

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea184717>

* Universidade de São Paulo, FEA-RP.

† Universidade de São Paulo, FEA. E-mail: claudiolucinda@usp.br

1 Introdução

O presente estudo tem o objetivo de estudar os impactos econômicos de regras que restringiram o uso de programas de computador para submissão automática de lances nos pregões eletrônicos do Comprasnet, principal plataforma de compras governamentais em nível federal.

O Governo Federal é indisputavelmente o maior comprador de bens ou serviços no Brasil. Apenas no ano de 2018, a Administração Pública Federal contratou mais de R\$ 37 bilhões, dos quais cerca de 40% foram contratados por meio de pregões eletrônicos realizados no Comprasnet.¹ O pregão eletrônico é um procedimento licitatório simplificado, destinado à aquisição de bens e produtos simples, estruturado sob a forma de leilão de menor preço e realizado inteiramente via internet. Tendo em vista o volume de transações realizadas por meio desse instrumento, percebe-se que significativa economia de recursos públicos pode advir de regras e expedientes tecnológicos que permitam ao Governo Federal contratar a preços mais favoráveis.

Sabe-se que desde 2010, pelo menos, algumas empresas já recorriam a programas de computador - os chamados “robôs” - para submeter lances de forma rápida e automática no Comprasnet, como mencionado em TCU (2011). Essa estratégia era particularmente interessante em razão das regras que governavam o encerramento dos pregões eletrônicos realizados na plataforma até outubro de 2019. Nos termos do Decreto n. 5.450/2005, a partir do momento em que o pregoeiro² determinava o encerramento do leilão, o sistema avisava os participantes sobre o fim iminente da disputa, mas a recepção de lances somente era encerrada após o transcurso de prazo aleatório de até trinta minutos. Conhecido como “encerramento aleatório”, esse mecanismo tinha o objetivo de estimular a competição. Como o valor da melhor proposta era exibido em tempo real a todos os participantes, estes eram incentivados a oferecer lances inferiores a fim de vencer a licitação, que poderia acabar a qualquer momento.

Em um regime de encerramento aleatório, as chances de um fornecedor ganhar um leilão são equivalentes à proporção do tempo em que permanece na liderança da disputa. Dessa forma, com o auxílio de programas de computador capazes de responder rapidamente aos lances de concorrentes, fornecedores podiam assegurar suas chances de ganhar os leilões sem precisar oferecer descontos substanciais. Isso ajuda a explicar o crescimento do uso dos robôs nos pregões eletrônicos, bem como o surgimento de empresas especializadas em oferecer esse tipo de *software* e serviços relacionados.

Entretanto, a disseminação da prática veio acompanhada de questionamentos acerca de sua legalidade, sobretudo em virtude de potencial conflito com os princípios constitucionais da isonomia e da igualdade de condições entre os licitantes. Nesse cenário, a Secretaria de Logística e Tecnologia da Informação do Ministério do Planejamento (SLTI/MP), então responsável pela infraestrutura técnica do Comprasnet³, passou a adotar medidas que restringiram progressivamente o uso de robôs nos pregões eletrônicos realizados na plataforma.

¹Dados disponíveis no Painel de Compras do Governo Federal: <<http://paineldecompras.economia.gov.br/contratos>>. Acesso em 17 mar. 2020.

²Pregoeiro é o funcionário público encarregado de conduzir o pregão.

³Com a reforma ministerial de 01/01/2019, a gestão do Comprasnet passou a ser responsabilidade do Ministério da Economia.

A primeira mudança regulatória a limitar o uso de robôs de maneira efetiva foi a implementação, em janeiro de 2012, da regra do intervalo mínimo de 20 segundos entre lances de um mesmo fornecedor (“Regra dos 20s”). Sob essa regra, para submeter um novo lance, um participante precisava esperar 20 segundos, contados a partir de seu último lance. Em janeiro de 2014, foi implementada, adicionalmente, a regra do intervalo mínimo de três segundos para cobrir a melhor oferta (“Regra dos 3s”). Com a Regra dos 3s, os participantes interessados em cobrir o melhor lance oferecido por um concorrente passaram a ser obrigados a esperar 3 segundos desde sua submissão. Lances em desacordo com as regras de intervalo mínimo eram automaticamente bloqueados pelo sistema do Comprasnet.

Apesar dessas medidas, robôs continuaram a ser utilizados e não houve um posicionamento claro por parte das autoridades acerca da legalidade da prática. O debate regulatório acerca do uso de robôs permanece aberto. Há, inclusive, o projeto de lei 1.592/2011 que visa a proibir completamente o uso de *software* para submissão automática de lances, prevendo de pena de proibição de participar em licitação no caso de uso tecnologia. Todavia, até o momento não se sabe de qualquer estudo sobre as consequências econômicas das regras de intervalo mínimo, tampouco sobre o uso de robôs no Comprasnet.

O uso de robôs nos pregões eletrônicos guarda relações com uma prática conhecida como “*sniping*”, que consiste na realização de lances nos instantes finais de leilões *online*. O *sniping* é comum em plataformas privadas de leilões como o eBay e, ainda que possa ser realizado manualmente, geralmente é implementado de forma automatizada por meio de programas de computador.

À semelhança do uso de robôs nos pregões brasileiros antes do advento das medidas restritivas, um dos objetivos do *sniping* é eliminar a oportunidade de reação dos concorrentes, permitindo ao usuário ganhar o leilão com um lance marginalmente inferior ao que até então liderava a disputa, mesmo que seus concorrentes estejam dispostos a oferecer lances melhores. Nesse aspecto, é importante observar que um dos objetivos das regras de intervalo mínimo foi justamente o de garantir tempo razoável para que os participantes pudessem reagir aos lances registrados por robôs, dificultando a adoção de estratégia semelhante ao *sniping*.

A princípio seria de se esperar que o uso livre de robôs resultasse em preços mais baixos para o Governo Federal, pois a concorrência entre robôs aproximaria os preços do custo marginal dos fornecedores participantes. Nesse caso, as regras de intervalo mínimo poderiam ter o efeito indesejado de aumentar os preços dos contratos. Além disso, sob o regime de encerramento aleatório, as regras de intervalo mínimo também poderiam induzir ineficiência alocativa ao limitar a capacidade de resposta dos participantes, que assim podem se ver surpreendidos pelo fim da disputa sem conseguir oferecer proposta melhor do que a de seu concorrente - apesar de estarem dispostos a aceitar um preço mais baixo. Essa possibilidade se alinha a considerações da literatura acerca das características do regime de encerramento aleatório do Comprasnet ([CELIKTEMUR; SZERMAN, 2012; OLIVEIRA; FABREGAS MASLOVET; FAZEKAS, 2019](#)).

Por outro lado, como explorado pela literatura no caso do *sniping*, ([BACKUS et al., 2015](#)), o uso irrestrito de robôs poderia resultar na redução do número de participantes nos leilões, em virtude do aumento de barreiras à entrada ou mesmo da saída de fornecedores que se sentem injustiçados diante do uso da tecnologia. Caso esse efeito seja relevante, é possível que o uso irrestrito de

robôs resulte, na verdade, em menor competição. Nesse cenário, as regras de intervalo mínimo poderiam preservar a vitalidade da plataforma de leilões, com o efeito de exercer pressão negativa sobre os preços.

Dante dessas duas possibilidades postas pelos dois parágrafos anteriores, tem-se o questionamento endereçado nesse estudo: *quais os impactos das regras de intervalo mínimo nos preços e no número de participantes dos pregões eletrônicos do Comprasnet?* A fim de enfrentar essa pergunta, a estratégia empírica utilizada se baseia na aplicação de um modelo de diferenças em diferenças. Para a análise do contrafactual, considera-se como grupo de controle os pregões eletrônicos realizados na Bolsa Eletrônica de Compras de São Paulo (BEC), plataforma semelhante ao Comprasnet, mas que não foi atingida pelas regras de intervalo mínimo. Para mitigar problemas decorrentes de heterogeneidade não observada, optou-se por considerar apenas leilões de compra de café torrado e moído, produto notavelmente simples e homogêneo. Além disso, são considerados apenas leilões realizados entre março de 2011 e dezembro de 2015, período para o qual não se tem conhecimento de outras mudanças regulatórias nos pregões eletrônicos da BEC e do Comprasnet.

No que diz respeito à Regra dos 20s, não foi possível descartar a hipótese nula de ausência de efeitos sobre preços. Não obstante, os resultados indicam que a Regra dos 3s está associada a um aumento no preço médio do café adquirido pelo Governo Federal. O aumento verificado foi da ordem de 16,5% quando se consideram os leilões de café realizados por órgãos do Governo Federal de todo o Brasil e de 15,95%⁴ para a amostra restrita a leilões de entidades da Administração Pública Federal com sede no Estado de São Paulo. De acordo com esses resultados, estima-se que a Regra dos 3s tenha ocasionado um aumento de gastos públicos com café de aproximadamente R\$ 7,5 milhões, entre janeiro de 2014 e dezembro de 2015. Considerando apenas compras de café do Governo Federal no Estado de São Paulo, o aumento de gastos causado pela Regra dos 3s é estimado em R\$ 360 mil, ao longo do mesmo período.

Em relação aos efeitos sobre o número de participantes, os resultados indicam ter havido entrada de fornecedores nos leilões de café do Comprasnet após a introdução das regras de intervalo mínimo. Essa conclusão seria compatível com a motivação da mudança regulatória no sentido de preservar a isonomia e tornar as disputas atrativas para fornecedores que não utilizam tecnologias de automação dos lances. No entanto, a interpretação causal dos resultados referentes a número de participantes deve ser feita com mais cautela, diante de indícios de possível violação da hipótese de paralelismo de tendências.

Dado o atual quadro de insegurança jurídica no que se refere ao uso de robôs em pregões eletrônicos, bem como a ausência de trabalhos anteriores sobre o tema, espera-se que este estudo subsidie a tomada de decisão por parte de autoridades competentes e formuladores de políticas públicas. Além disso, uma vez que o Brasil foi um dos primeiros países a adotar um modelo digital de compras governamentais em larga escala, e tendo em vista a crescente adoção de licitações eletrônicas no mundo, sobretudo em países em desenvolvimento ([ASIAN DEVELOPMENT BANK, 2013](#)), espera-se que a relevância deste estudo não se limite às fronteiras nacionais, podendo vir a informar decisões regulatórias no exterior.

⁴ $\exp 0,153 - 1$ e $\exp 0,148 - 1$, respectivamente.

Este trabalho organiza-se da seguinte forma. A seguir, na seção 2, é apresentada a literatura sobre o tema. Na seção 3, detalham-se a estratégia empírica e os dados utilizados. Os resultados são apresentados a seguir, na seção 4. Por fim, as considerações finais são apresentadas na seção 5.

2 Leilões *online* e a prática de *sniping*

Erguendo-se a partir dessas distinções básicas, a literatura sobre leilões apresentou grande avanço nas últimas décadas. Para um panorama dessa evolução, vide Klemperer (1999). No entanto, apesar de alguns trabalhos empíricos importantes como Hendricks e Paarsch (1995) e Laffont (1997), até o final da década de 1990 a maior parte dos trabalhos teve caráter eminentemente teórico. Contudo, a popularização da internet e o sucesso de plataformas de leilões *online* como o eBay renovaram o interesse pelo tema, abrindo novas frentes de pesquisa.

No ano de 2000, em análise descritiva detalhada sobre leilões *online*, Lucking-Reiley (2000) chamou atenção, pela primeira vez, para algumas das questões que esses leilões levantam sob o ponto de vista da teoria econômica, tais como: análise dos incentivos associados às taxas cobradas de vendedores e compradores, previsão de produtos a serem vendidos e identificação de formatos ótimos de leilões. A passagem dos leilões para meio eletrônico facilitou a execução das disputas, proporcionou maior flexibilidade na definição das regras aplicáveis e ampliou o acesso aos dados. Nesse novo cenário, ao lado do interesse teórico sobre leilões *online*, há um crescente número de contribuições empíricas sobre o assunto.

Grande parte dos trabalhos sobre leilões *online* trata de disputas realizadas em plataformas privadas como o eBay e o Amazon Auctions⁵, caracterizadas pelo modelo conhecido como *proxy bidding* - ou “sistema de lances por procuraçāo”, em tradução livre. Em leilões desse tipo há um incremento mínimo entre os lances e os valores submetidos por cada participante são interpretados pelo sistema como preços de reserva (*i.e.*, valor máximo que o participante estaria disposto a pagar). Na descrição do modelo de *proxy bidding*, comumente se utiliza a ficção de que o sistema atualiza os lances automaticamente em nome do participante⁶, aumentando conforme o incremento mínimo, até cobrir o melhor lance proposto por um concorrente, desde que não ultrapasse o preço de reserva informado pelo participante. Na prática, esse processo ocorre de forma instantânea. A cada momento, o valor do melhor “lance atual” exibido a todos os participantes é equivalente ao segundo maior preço de reserva somado ao incremento mínimo. Embora os participantes sejam informados do “lance atual”, a identidade de quem está na liderança da disputa geralmente não é divulgada. Os preços de reserva não são informados aos participantes, tampouco ao vendedor.⁷

Nesse tipo de leilão, um participante que submete o preço de reserva mais elevado logo no começo da disputa irá pagar apenas o preço de reserva do segundo colocado, mais o incremento mínimo. Portanto, segundo a teoria

⁵A plataforma de leilões da Amazon foi criada em 1999 para rivalizar com o eBay, mas foi descontinuada em poucos anos. Vide <<https://www.businessinsider.com/amazon-products-services-failed-discontinued-2019-3>>. Acesso em 15 de out. de 2020.

⁶Dá a expressão “*proxy bidding*”.

⁷Vide regras no site do eBay (<<https://ocsnext.ebay.com/ocs>>). Acesso em 15 de out. de 2020.

tradicional e sem considerar as particularidades dos leilões *online*, a estratégia dominante seria submeter desde cedo o valor máximo que se está disposto a pagar.

Além disso, postergar a submissão de lances implica em custos. Ao utilizar o sistema de *proxy bidding*, os participantes não precisam monitorar os leilões continuamente - o que consome tempo, sobretudo em leilões que podem durar dias ou semanas, como no eBay. Postergar lances até o fim da disputa demanda maior atenção ou investimento em *software* ou serviços para submissão automática de lances. Além disso, ao postergar o lance os participantes correm o risco de não conseguir registrar sua submissão em razão de instabilidades de conexão ou excesso de tráfego na própria plataforma de leilões Roth e Ockenfels (2002).

No entanto, um dos temas estudados pela literatura de leilões *online* é justamente a prática conhecida como *sniping* ou *late bidding*, que consiste na submissão de lances nos momentos finais de leilões *online* do tipo ascendente com limite de tempo, com o intuito de reduzir ou eliminar a possibilidade de reação por parte dos demais participantes.⁸ O amplo uso dessa estratégia no eBay e no Amazon Auctions foi demonstrada pela primeira vez nos estudos de Roth e Ockenfels (2002) e Bajari e Hortacsu (2003). Como essa regularidade empírica vai de encontro ao que prevê a teoria tradicional, um dos objetivos dos estudos sobre *sniping* é compreender a racionalidade econômica da prática e explicar por que ela é tão difundida em leilões que seguem o modelo de *proxy bidding*.

A literatura propõe diversas motivações - estratégicas ou não estratégicas - para a grande incidência de *sniping* nos leilões *online*, as quais podem ocorrer isoladamente ou em conjunto.

Conforme explicado por Roth e Ockenfels (2002), diversas razões não estratégicas poderiam explicar o *sniping*, tais como procrastinação, ordem dos resultados apresentados por motores de busca (leilões prestes a terminar tendem a aparecer nas primeiras posições), ignorância em relação ao sistema de *proxy bidding* (participantes pensam estar em um leilão inglês tradicional) ou mesmo aumento da disposição a pagar ao longo do tempo (em razão de um efeito dotação).

No entanto, a grande disseminação da prática sugere que razões estratégicas também favorecem sua adoção (ROTH; OCKENFELS, 2002). Dentre estas, a mais aceita foi proposta por Roth e Ockenfels (2002), para os quais o *sniping* seria uma resposta racional à existência de "participantes incrementais" (*incremental bidders*), i.e., participantes que aumentam seus lances sucessivamente à medida em que estes são superados por lances melhores. Dada a existência de participantes incrementais, adotar a prática de *sniping* passa a ser a estratégia dominante, pois permite arrematar a mercadoria por preço inferior ao preço de reserva dos concorrentes incrementais, os quais não conseguem reagir com novo lance antes do fim do leilão. Essa explicação foi corroborada experimentalmente por Ariely, Ockenfels e Roth (2005).

Outra conclusão importante do trabalho de Roth e Ockenfels (2002) é a maior incidência de *sniping* no eBay, em comparação aos leilões da Amazon,

⁸Nesse sentido, vide definições propostas por Roth e Ockenfels (2002) e Backus *et al.* (2015). Não há consenso na literatura sobre o conceito exato de *sniping*. Alguns autores parecem utilizar *sniping* e *late bidding* como sinônimos, ao passo que outros parecem se referir a *sniping* quando desejam enfatizar o aspecto estratégico da submissão tardia de lances.

o que estaria de acordo com considerações teóricas sobre os incentivos ao *sniping*. Enquanto os leilões do eBay possuem uma duração fixa, com data e horário pré-determinados para acabar (*hard close*), os leilões da Amazon seguiam um regime de encerramento flexível com prorrogação automática (*soft close*), segundo a qual os leilões terminavam apenas após o transcurso de 10 minutos sem submissão de novos lances. Conforme os autores, os incentivos para o *sniping* seriam maiores em leilões com duração pré-determinada, uma vez que a prorrogação automática facilita a submissão de novo lance pelo participante que foi alvo de *sniping*, caso este deseje reagir. No entanto, Roth e Ockenfels (2002) ressaltam que, apesar de ser inferior ao que se verificou no eBay, a incidência *sniping* nos leilões da Amazon ainda era substancial. Isso reforçaria a hipótese de que a prática também é motivada por razões não estratégicas, sobretudo falta de compreensão do sistema de *proxy bidding*.

Enquanto a motivação estratégica proposta por Roth e Ockenfels (2002) pressupõe a existência de participantes incrementais, possivelmente irracionalis, outros autores mostram que o *sniping* pode ser um comportamento estratégico mesmo na ausência desse tipo de participante. Bajari e Hortacsu (2003), por exemplo, demonstram que em leilões de valor comum, o *sniping* pode ser uma estratégia racional que visa a evitar o compartilhamento de informação privada sobre o valor do objeto leiloado: se um participante realiza seu lance no último instante disponível, ele pode fazer uso da informação contida nos lances já submetidos e não revela a informação que possui a seus concorrentes. Isso explicaria a maior incidência de *sniping* em leilões de antiguidades, em comparação com leilões de mercadorias cujo valor é mais facilmente avaliado por participantes menos experientes⁹.

Outra explicação é proposta por Rasmusen (2006), que apresenta um modelo baseado na existência de custos que um participante deve incorrer para estimar o valor (privado) que ele mesmo atribui ao objeto do leilão. Em linhas gerais, diante de um lance muito alto registrado por um concorrente, um participante pode já ser capaz de concluir que não atribui um valor tão elevado ao objeto. Com isso, esse participante pode desistir do leilão sem incorrer nos custos associados a uma análise mais aprofundada. Nesse contexto, seria racional esperar por lances de terceiros e postergar ao máximo o registro de lances, o que explicaria o *sniping*.

Por sua vez, Wang (2006) propõe um modelo de leilões sequenciais, argumentando que a possibilidade de adquirir o mesmo objeto em leilões subsequentes criaria incentivos para que o participante realize lances abaixo de seu preço de reserva nos momentos finais dos primeiros leilões. A participação em leilões concorrentes também foi analisada empiricamente por Anwar, McMillan e Zheng (2006), que constataram que uma parcela significativa de usuários do eBay de fato participa em diversos leilões para adquirir um único produto e que esses usuários pagam, em média, preços menores do que aqueles que participam de apenas um leilão.

Finalmente, o *sniping* pode surgir em um contexto de colusão implícita contra o vendedor, o que também foi sugerido pela primeira vez por Roth e Ockenfels (2002). A hipótese de colusão implícita se alinha à narrativa de que o *sniping* seria uma boa estratégia para evitar “guerras de preços”, como destacado por alguns usuários e empresas especializadas em praticar *sniping*

⁹Conforme documentado por Roth e Ockenfels (2002).

em nome de terceiros.¹⁰

Em síntese, a literatura indica que a incidência de *sniping* pode ser explicada por diversas razões, estratégicas ou não, relacionando-se também com as regras de encerramento dos leilões.

Backus et al. (2015) investigam outra possível consequência econômica do *sniping*, qual seja, o efeito da prática sobre a vitalidade da plataforma de leilões. Utilizando dados observacionais de leilões realizados no eBay, *Backus et al.* (2015) encontram evidências de que ser alvo da prática de *sniping* diminui significativamente a probabilidade de um novo usuário voltar à plataforma para disputar leilões subsequentes. Utilizando um modelo *probit*, os autores estimam que ter um lance superado nos momentos finais da disputa aumentaria em 4% as chances de um novo usuário nunca mais participar de leilões no eBay. Esse efeito salta para 18% quando os autores recorrem uma estratégia de variáveis instrumentais para contornar possíveis fontes de endogeneidade.

Segundo os autores, usuários que se sentem “vítimas” da prática de *sniping* podem se sentir injustiçados e deixar de participar de novos leilões. Como ressaltam *Backus et al.* (2015), esse efeito do *sniping* é relevante do ponto de vista econômico, uma vez que “mesmo pequenas mudanças na taxa de ingresso de novos participantes podem ter um efeito enorme no tamanho da plataforma, no longo-prazo.”¹¹

Em geral, a literatura vincula o termo *sniping* a leilões de venda que adotam o sistema de *proxy bidding* e seguem regime de encerramento fixo ou flexível. Os pregões eletrônicos do Comprasnet estudados no presente trabalho, por sua vez, são leilões de contratação com regra de encerramento aleatório, que não adotam o modelo de *proxy bidding*.

Apesar dessas diferenças, é importante observar que a prática de *sniping* apresenta similaridades com o uso de robôs nos pregões eletrônicos do Comprasnet. A semelhança mais importante reside no fato de que, não obstante às diferentes motivações estratégicas ou não estratégicas subjacentes, ambas as estratégias possuem o objetivo comum de eliminar ou reduzir a oportunidade de reação dos concorrentes, arrematando o objeto por preço mais vantajoso do que seria possível caso estes fossem capazes de submeter novos lances.

Outra semelhança reside na própria automação: ainda que o *sniping* possa, em tese, ser praticado por um operador humano, é mais comum que os participantes implementem a estratégia por meio de programas de computador.¹² Além disso, o risco de falha na submissão do lance, inerente ao *sniping*, também está presente na estratégia de uso de robôs para submissão de lances múltiplos no Comprasnet, sendo potencializado pelo próprio regime de encerramento aleatório.

¹⁰No website de uma dessas empresas é possível ler: “Por que eu iria querer praticar *sniping*? Para economizar dinheiro e tempo. A eSnipe reduz guerras de preço, ocultando o interesse no leilão até o último momento possível. Uma vez que leilões no eBay podem durar de 3 a 10 dias, a submissão de lances excessivamente elevados, motivados por emoções, pode ter início na abertura do leilão e durar até o seu encerramento [...]. Tradução livre. No original, em inglês: *Why would I want to snipe? To save money and time. eSnipe reduces bidding wars by masking interest in auction items until the last possible moment. Because auctions on eBay take three to 10 days to close, emotional overbidding can start soon after the auction opens and last until the auction closes [...]*. Disponível em: <<https://www.esnipe.com/faq#2>>. Acesso em 18 de out. de 2020.

¹¹Tradução livre. No original, em inglês: “Even small changes in the rate at which new participants join the platform can have a tremendous effect on the long-term platform size.” (*BACKUS et al.*, 2015)

¹²A automação do *sniping* foi relatada em Roth e Ockenfels (2002), Ockenfels e Roth (2002), Trevathan e Read (2011) e Glover e Raviv (2012), por exemplo.

Participantes que adotam a estratégia de *sniping* em plataformas como o eBay geralmente submetem um único lance, logo antes do encerramento do leilão. Mesmo quando submetem mais lances, estes tendem a ser pouco numerosos (TREVATHAN; READ, 2011). Em contraste, o uso de robôs no Comprasnet está associado à submissão de múltiplos lances sequenciais por um mesmo participante. Entretanto, se alargarmos um pouco o conceito de *sniping*, todos os lances submetidos em um contexto de encerramento aleatório podem ser vistos como tentativa de *sniping*, dado que também são submetidos logo antes do (possível) encerramento da disputa. Portanto, o uso de robôs para submissão de lances em alta velocidade pode ser interpretado como meio de maximizar as chances de sucesso do *sniping* enquanto estratégia de supressão de lances de concorrentes.

Mas enquanto o *sniping* em plataformas como o eBay muitas vezes é descrito como estratégia para se evitar uma “guerra de preços”, o uso de robôs em pregões eletrônicos de encerramento aleatório pode ter justamente o efeito oposto, na medida em que uma competição entre robôs pode aproximar o preço do custo marginal do ofertante. Nesse cenário, ainda que o desconto entre lances seja baixo, a alta velocidade de resposta por parte de dois ou mais concorrentes pode, em teoria, assegurar uma rápida redução de preços.

Em síntese, os estudos sobre *sniping* também dialogam com o uso de robôs no Comprasnet e auxiliam na compreensão do fenômeno. Não obstante, dadas as diferenças entre os pregões do Comprasnet e os leilões do eBay, as conclusões da literatura no que diz respeito à racionalidade econômica e aos efeitos do *sniping* podem não ser diretamente aplicáveis ao uso de robôs no Comprasnet. Diante disso, é importante considerar as especificidades de leilões de encerramento aleatório e dos pregões eletrônicos do Comprasnet, em particular.

Um número reduzido de trabalhos tratam desses leilões. Em relação ao regime de encerramento aleatório, a aparente omissão da literatura internacional provavelmente reflete a baixa adoção desse modelo em leilões fora do Brasil. Apesar de existirem relatos de leilões de encerramento aleatório desde antes da invenção da internet¹³, esse tipo de leilão é raro em meio eletrônico. Isso possivelmente se deve à existência de uma patente norte-americana sobre esse formato de leilão *online*, que expirou apenas em março de 2020¹⁴ Celiktemur e Szerman (2012).

Segundo nosso melhor conhecimento, Malaga *et al.* (2010) e Trevathan e Read (2011) foram os únicos a tratar do *sniping* em um contexto de encerramento aleatório. Em ambos os trabalhos, de perfil teórico, o encerramento aleatório é apresentado como uma forma de reduzir os incentivos ao *sniping*. Além disso, os autores defendem o encerramento aleatório como forma de preservar a “justiça” nos leilões, uma vez que a velocidade de digitação ou a qualidade da conexão com a internet não deveriam influenciar no resultados das disputas. Entretanto, nenhum dos estudos parece ter antecipado o cenário verificado no Comprasnet, no qual a difusão de tecnologias de automação de lances foi motivada pelo próprio encerramento aleatório.

No que diz respeito aos pregões eletrônicos do Comprasnet, os dois trabalhos sobre o tema que mais dialogam com o presente estudo foram desen-

¹³Cassady (1967) e Patten (1970) mencionam exemplos de leilões cuja duração era determinada pelo tempo em que uma vela permanecia acesa.

¹⁴Trata-se da patente US-6665649-B1 (MEGIDDO, 2000), concedida à IBM e posteriormente transferida ao Google.

volvidos por Celiktemur e Szerman (2012) e Oliveira, Fabregas Masllovet e Fazekas (2019).

Celiktemur e Szerman (2012) investigam os possíveis impactos, nos preços e no comportamento dos participantes, causados por alterações na implementação do regime de encerramento aleatório do Comprasnet ocorridas entre 2004 e 2010. Para esse fim, os autores utilizam uma amostra de 65 593 pregões eletrônicos realizados na plataforma para compra de aparelhos de ar-condicionado, livros, café, computadores, botijões de gás, impressoras, cartuchos de tinta e papel. Uma das conclusões de Celiktemur e Szerman (2012) é a confirmação de que um regime de encerramento aleatório como o que vigorava no Comprasnet não impede que os participantes escolham postergar a submissão de lances até momentos finais do leilão (*late bidding*).

Com base na constatação da ocorrência de *late bidding* no Comprasnet, Celiktemur e Szerman (2012) sugerem que o encerramento aleatório pode não ser eficiente *ex-post*. Como a alocação passa a ser definida aleatoriamente entre os participantes que praticam a estratégia de *late bidding*, estes poderiam oferecer lances mais baixos caso a duração do leilão fosse estendida.¹⁵ Dado que os participantes postergam a submissão de lances até a fase aleatória, o leilão pode terminar muito cedo, sem que qualquer lance tenha sido submetido, ou mesmo em meio a uma disputa acirrada entre concorrentes. Condicional ao número de participantes e ao histórico de lances, isso resultaria em preços mais elevados e prejuízo à entidade pública licitante. Esse argumento foi confirmado empiricamente por Oliveira, Fabregas Masllovet e Fazekas (2019).

No entanto, Celiktemur e Szerman (2012) também notam que a aleatoriedade do encerramento pode ampliar as chances de vitória de participantes fracos (*weak bidders*). Diante da presença de custos de entrada, a participação desses participantes pode ser encorajada pela incerteza quanto ao desfecho do leilão. A pressão competitiva associada a essa entrada, por sua vez, teria o efeito de mitigar - ou até mesmo compensar - os efeitos sobre os preços associados à ineficiência *ex-post* do encerramento aleatório.

As conclusões de Celiktemur e Szerman (2012) são úteis para a identificação dos possíveis efeitos do uso de robôs nos pregões eletrônicos do Comprasnet. Como já mencionado, ao propiciar a competição entre robôs que registram lances com maior velocidade, a automação poderia reduzir o preço final, tornando-o mais próximo do custo marginal dos ofertantes, reduzindo a ineficiência alocativa *ex-post* induzida pela regra de encerramento aleatório.

Por outro lado, o uso de robôs também poderia produzir efeito negativo sobre a entrada. Na mesma linha das conclusões de Backus *et al.* (2015) a respeito do *sniping*, fornecedores que não recorrem ao uso de robôs podem se sentir “injustiçados” ou incapazes de competir em leilões em que os lances são registrados em alta frequência.

Se o encerramento aleatório pode encorajar a participação de *weak bidders*, é razoável supor que esses participantes são justamente aqueles com menor capacidade de competir contra robôs - por não ter familiaridade com a tecnologia, ou em decorrência de limitações de infraestrutura ou acesso à internet,

¹⁵É interessante notar que essa conclusão ecoa a hipótese de que o *sniping* pode surgir como estratégia de equilíbrio em um contexto de colusão implícita contra o vendedor, em leilões de encerramento fixo: em ambos os casos a aleatoriedade na transmissão dos lances afeta negativamente a receita de quem realiza o leilão, em benefício do vencedor.

por exemplo. Esse perfil de participante parece ser justamente o mais propenso a abandonar a plataforma por se sentir “vítima” do uso de robôs. Além disso, se a tecnologia de automação de lances passa a ser vista como condição necessária para competir em condições de igualdade, há aumento de barreiras à entrada.

Portanto, o uso de robôs no Comprasnet pode estar associado a uma tendência de diminuição do número de participantes ao longo do tempo. A redução da pressão competitiva daí decorrente, por sua vez, atuaria no sentido de elevar os preços - em sentido contrário ao possível efeito causado pela competição entre robôs.

Nesse contexto, ao analisar o impacto das regras de intervalo mínimo no Comprasnet, o presente trabalho busca evidências empíricas sobre esses possíveis efeitos do uso de robôs, no que diz respeito a preços e entrada. Com foco na automação dos lances - e não apenas no encerramento aleatório -, o estudo complementa as contribuições de Celiktemur e Sberman (2012) e Oliveira, Fabregas Masllovet e Fazekas (2019). Por fim, em um cenário de crescente interesse empírico por leilões *online*, buscamos contribuir também com a literatura de *sniping* ao investigar o impacto de medidas que restringiram prática correlata nos pregões eletrônicos do Comprasnet.

3 Estratégia Empírica

O problema de pesquisa enfrentado neste trabalho envolve a avaliação das consequências econômicas de uma política pública, razão pela qual pode ser tratado a partir do modelo de resultados potenciais de Rubin (1974), utilizando a abordagem de avaliação de impacto econômico. Seguindo a terminologia tradicional da literatura de avaliação de impacto econômico, as variáveis de resultado utilizadas são o preço final e o número de participantes. Por sua vez, o tratamento cujos efeitos queremos investigar consiste na incidência das regras que limitaram o uso de robôs nos pregões eletrônicos realizados no Comprasnet. Mais precisamente, vamos nos concentrar nas duas medidas mais rígidas e efetivas, quais sejam, (i) o intervalo mínimo de 20 segundos para lances de um mesmo fornecedor, implementado em 17 de janeiro de 2012 (“Regra dos 20s”); e (ii) o intervalo mínimo de 3 segundos para cobertura do melhor lance, implementado em 2 de janeiro de 2014 (“Regra dos 3s”).

Para avaliar o impacto do tratamento nos pregões eletrônicos pelo Governo Federal, seria ideal a observação de todos os pregões do Comprasnet em duas situações: uma na ausência das regras de intervalo mínimo e outra na qual essas medidas tenham sido aplicadas. Caso isso fosse possível, bastaria calcular a diferença média nos preços verificados em cada situação para todos os pregões de um determinado período, o que nos permitiria obter o impacto da política. Evidentemente, não é possível observar um mesmo pregão em ambas as situações ao mesmo tempo. Trata-se de exemplo do que Holland (1986) denominou “problema fundamental da inferência causal”, que nada mais é do que a impossibilidade de se observar a mesma unidade em dois estados causais simultaneamente.

Diante disso, passa a ser necessário encontrar um grupo de controle que permita a construção de um contrafactual adequado. Em outras palavras, é necessário encontrar pregões eletrônicos que acreditemos representar aquilo que teria sido observado nos pregões do Comprasnet caso as regras de inter-

valo mínimo não tivessem sido implementadas - o chamado “contrafactual”. Neste trabalho, o grupo de controle é formado por pregões eletrônicos da BEC. A escolha desse grupo de controle foi motivada pelo fato de que os pregões da BEC são semelhantes aos do Comprasnet em muitos aspectos relevantes, mas não foram afetados pelas regras de intervalo mínimo. Assim como os pregões eletrônicos do Comprasnet, os pregões da BEC também são estruturados como leilões, por meio dos quais entes públicos contratam bens ou serviços comuns, pelo menor preço oferecido. Além disso, os pregões da BEC também são realizados por meio de uma plataforma *online*, por meio da qual os participantes submetem seus lances e são informados em tempo real do preço que lidera a disputa.

De todo modo, para assegurar maior comparabilidade entre os grupos de tratamento e controle, a análise é restrita a leilões de compra de café torrado e moído, que é um produto notavelmente simples e homogêneo – e o ambiente do Comprasnet e da BEC limitam ainda mais o espaço para a diferenciação do produto. Além disso, com o mesmo objetivo de obter um contrafactual mais adequado, são considerados, alternativamente, dois grupos de tratamento distintos. No primeiro, mais completo, são incluídos todos os leilões de café do Comprasnet, independentemente da entidade da Administração Pública Federal que o realizou. No segundo, mais restrito, são considerados apenas aqueles realizados por unidades compradoras com sede no Estado de São Paulo. Como todas as entidades públicas que realizam pregões eletrônicos por meio da BEC se localizam em São Paulo, é razoável supor que restringir o grupo de tratamento à mesma unidade da federação resulte em contrafactual mais adequado, em que pese a desvantagem de redução do tamanho da amostra.

No entanto, nem mesmo assim é possível garantir aleatoriedade na seleção das unidades ao tratamento, em virtude na natureza observacional dos dados utilizados. De fato, mesmo com os recortes detalhados acima, é esperado que pregões eletrônicos da BEC e do Comprasnet sejam sistematicamente diferentes entre si, tanto em características observáveis, quanto em características não observáveis. Nessa situação, não é possível estimar o impacto do tratamento simplesmente a partir da diferença de médias entre os grupos de tratamento e controle.

Para superar essa dificuldade, utiliza-se o método de diferenças em diferenças como estratégia de identificação. Esse método possibilita a eliminação de diferenças em não observáveis fixas no tempo entre os grupos de tratamento e controle (CAMERON; TRIVEDI, 2005; ANGRIST; PISCHKE, 2008), além de permitir o controle por observáveis que possam estar correlacionadas tanto ao *status* de tratamento quanto à variável de resultado. O estimador de diferenças em diferenças indicará se a evolução dos preços e do número de participantes verificada no grupo de tratamento (Comprasnet) foi significativamente diferente daquela verificada no grupo de controle (BEC).

Como mencionado, queremos analisar o impacto de duas regras que foram instituídas sucessivamente e assim definiram três intervalos de tempo. Com base nessa sequência de eventos, aplicaremos o método de diferenças em diferenças utilizando especificações que seguem a seguinte equação:

$$Y_{it} = \alpha + \gamma C_i + \sum_{t=2}^T \theta_t \lambda_t + \beta_1 (C_i \times D_{20s}) + \beta_2 (C_i \times D_{3s}) + x'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Optou-se por indexar o vetor de controles em i e t por simplicidade. Em algumas especificações, contudo, ele inclui covariadas que variam segundo a data específica de cada leilão, e não apenas ao longo dos bimestres¹⁶. Na Equação (1), Y_{it} é a variável de resultado do pregão i realizado no bimestre t . A depender do efeito que se quer estimar, essa variável consiste no número de participantes ou no logaritmo do valor do preço final. Por sua vez, C_i é uma variável binária que recebe o valor 1 para pregões eletrônicos realizados no Comprasnet (tratamento) e 0 para pregões eletrônicos da BEC (controle). As variáveis λ_t representam *dummies* para os T bimestres contíguos entre 01/03/2011 e 31/12/2015¹⁷. D_{20s} é uma *dummy* indicativa de vigência da regra dos 20 segundos, recebendo o valor 1 para observações entre 17/01/2012 e 01/01/2014 (inclusive) e 0 para as demais; D_{3s} é uma *dummy* indicativa de vigência conjunta da regra dos 20 segundos e dos 3 segundos, recebendo o valor 1 para observações posteriores a 02/01/2014 e 0 para as demais. Por fim, ε_{it} é o termo de erro e x'_{it} é um vetor de controles.

Nas especificações mais completas, o vetor de controles inclui qualidade do café, tamanho da embalagem individual, marca do café fornecido pelo vencedor do leilão (“marca vencedora”), preço da saca de café arábica no dia do leilão, preço de contrato futuro de café no dia do leilão, bem como efeitos fixos de unidade compradora (órgão que realizou a licitação) e município sede da unidade compradora. Nos modelos que utilizam a amostra completa, com leilões do Comprasnet de todo o Brasil, incluem-se ainda efeitos fixos de *bimestre* \times *unidade federativa*, em substituição às *dummies* simples de bimestre.

A inclusão de covariadas relativas à embalagem, qualidade e marca do café busca controlar por relações entre as variáveis de resultado e especificidades do produto negociado em cada pregão. Por sua vez, os preços da saca e de contrato futuro de café controlam pelo custo de oportunidade associado à venda de café ao Poder Público. Espera-se, por exemplo, que elevações no preço da saca de café estejam associadas a aumentos dos preços de café torrado e moído e, consequentemente, a aumentos dos preços negociados nos pregões eletrônicos. Por fim, a inclusão dos diferentes conjuntos de efeitos fixos confere flexibilidade adicional ao modelo, controlando por relações arbitrárias - mas constantes - entre não observáveis e as variáveis de resultado, com variação no nível dos municípios, unidades compradoras e/ou pares bimestre-unidade federativa.

Sob a hipótese usual de $E[\varepsilon_{it}|C_i, \lambda_t, x'_{it}] = 0$, a estimativa da Equação (1) por mínimos quadrados ordinários fornece uma estimativa consistente de β_1 e β_2 - coeficientes que correspondem, respectivamente, às mudanças médias de preço (ou número de participantes) associadas aos regimes regulatórios associados com as duas regras em análise.

Todavia, uma interpretação causal dos resultados do método de diferenças em diferenças depende, ainda, da validade da hipótese adicional de paralelismo de tendências entre os grupos de tratamento e controle (**ANGRIST; PISCHKE, 2008**). No caso em tela, a aplicação do método se baseia na hipótese de que as trajetórias da evolução da variável de resultado nos pregões da BEC e do Comprasnet seriam paralelas na ausência do tratamento. Evidentemente,

¹⁶O fato de os leilões serem indexados de acordo com a data de sua realização – que é irregular – torna a aplicação de testes de autocorrelação residual e raiz unitária inapropriada.

¹⁷As *dummies* de bimestre colocadas no modelo aqui tornam perfeitamente colineares eventuais *dummies* D_{20s} e D_{3s} colocadas isoladamente

não é possível verificar a validade dessa hipótese empiricamente, pois não se sabe qual seria a evolução dos preços no Comprasnet na ausência do tratamento.

De todo modo, é importante realizar certos exercícios que podem fornecer indícios acerca da validade da hipótese de tendências paralelas. Um deles consiste na avaliação gráfica das tendências pré-tratamento, de forma a checar se havia paralelismo antes do tratamento. A existência de tendências paralelas no período pré-tratamento não é, por si só, condição necessária ou suficiente ao paralelismo das tendências pós-tratamento, na ausência da intervenção (KAHN-LANG; LANG, 2020). No entanto, concluir em favor da existência de tendências paralelas antes do tratamento faz com que seja mais verossímil a suposição de que as tendências permaneceriam paralelas na ausência da intervenção (ANGRIST; PISCHKE, 2008).

Investigando mais a fundo a validade da hipótese de tendências paralelas, checamos os resultados de especificações que incluem tendências temporais específicas para cada grupo, seguindo estratégia adotada trabalhos como Besley e Burgess (2004), Chimeli e Soares (2017) e Hansen, Sabia e Rees (2017).

Por fim, como teste de robustez adicional, também realizamos testes placebo, estimando especificações com tratamentos “falsos”, em múltiplas datas arbitrárias. O objetivo desse exercício é averiguar a possibilidade de os resultados encontrados serem consequência de outro fator não observado que tenha afetado os grupos de tratamento e controle de forma distinta, em momento não coincidente com a implementação das regras de intervalo mínimo, como em Chimeli e Soares (2017).

3.1 Dados

Fontes e recorte da amostra

O produto escolhido foi café torrado e moído, por ser uma mercadoria simples, homogênea e amplamente negociada nos pregões eletrônicos da BEC e do Comprasnet. Além disso, foram considerados apenas leilões realizados entre 01/03/2011 e 31/12/2015¹⁸. Em razão de alterações no regime de encerramento dos leilões do Comprasnet no período anterior a março de 2011, a inclusão de pregões mais antigos seria prejudicial à identificação dos efeitos das regras de intervalo mínimo.

No total, a base de dados utilizada contém 4849 leilões de compra de café torrado e moído, fornecido em embalagens de 250 gramas, 500 gramas ou 1 quilograma. Desse total, 1734 foram realizados pela BEC e 3115 pelo Comprasnet. Dentre esses últimos, 211 foram realizados por entidades da Administração Pública Federal sediadas no Estado de São Paulo.

A maior parte dos dados relativos aos leilões foi obtida a partir das atas dos pregões eletrônicos. As atas contêm dados como data, descrição detalhada dos produtos, quantidade, preço final e propostas iniciais apresentadas pelos participantes. Além disso, as atas contêm o histórico de lances dos leilões, no qual é listado cada um dos lances registrados, com indicação de seu valor e horário de submissão, além da identificação do participante que o submeteu.

No que diz respeito aos pregões da BEC, todos os dados foram obtidos por meio da API “WebService – Compras Eletrônicas”, por meio do qual é possível

¹⁸A conveniência na coleta de dados primários - em especial o scraping dos sites - guiou a escolha do prazo, em especial, a data final de 31/12/2015

obter todas as informações contidas nas atas dos leilões. No caso do Comprasnet, a maior parte dos dados foi extraída diretamente das atas dos pregões. Apesar de existir uma API para obtenção de dados do Comprasnet, esta não disponibiliza dados importantes relativos aos leilões, tais como o histórico de lances e propostas. Assim, apenas alguns dados específicos foram obtidos por meio da API do Comprasnet, tais como localização das sedes das unidades compradoras.

Variáveis de resultado

As variáveis de resultado utilizadas para analisar os efeitos das mudanças regulatórias sobre os pregões de café são o número de participantes e o logaritmo do preço final, em reais por quilograma de café.

No que diz respeito ao número de participantes, utilizou-se o histórico de lances de cada pregão para calcular o número de fornecedores distintos que submeteram ao menos um lance. Portanto, foram desconsiderados os participantes que submeteram propostas iniciais mas não participaram da fase de lances.

A construção da variável de preço final envolveu algumas etapas adicionais de tratamento dos dados. Primeiramente, todos os valores foram deflacionados, utilizando como referência o IPCA de dezembro de 2015. Além disso, calculou-se o preço por quilograma, utilizando os dados de unidade de fornecimento (*e.g.*, caixa com 10 embalagens de 250g) e quantidade fornecida (em número de unidades de fornecimento). Em grande parte dos casos, os lances e dados de preço se referem ao valor por unidade de fornecimento. Nesses casos, para a obtenção do preço por quilograma, bastou dividir o preço indicado pela quantidade de café contida em cada unidade de fornecimento, em quilogramas.

Contudo, notou-se que em alguns leilões os dados de lances e preços se referiam ao valor global do contrato, *i.e.*, referente ao total de café fornecido. Nesses casos, a simples divisão do preço indicado pela quantidade de café por unidade de fornecimento resultava em valores irrazoavelmente elevados, muitas vezes alcançando milhares de reais por quilograma. Para a obtenção do verdadeiro valor por quilograma nessas situações, bastaria dividir o resultado encontrado pelo número de unidades fornecidas. No entanto, como as atas dos pregões não informam explicitamente se os valores indicados tinham como referência a unidade de fornecimento ou o total do contrato, foi necessário encontrar uma estratégia que permitisse realizar essa classificação com segurança.

No caso da BEC, esse problema afetava poucas observações e os casos de “preço global” eram mais evidentes diante das grandes quantidades negociadas em cada leilão. Diante disso, adotou-se uma solução bastante simples, baseada em um “teto” de preços. Primeiramente, dividiu-se o preço, tal como indicado na ata do leilão, pelo tamanho da unidade de fornecimento, em quilogramas. Caso o resultado fosse superior a R\$ 80/kg, considerou-se que o preço indicado na ata referia-se ao valor global do contrato. Apesar de esse preço de corte ser arbitrário, é importante notar que os resultados da classificação são bastante robustos à utilização valores distintos. Uma vez identificados e corrigidos os casos de “preço global”, a distribuição de preços finais dos leilões da BEC ficou dentro de uma faixa razoável, variando entre R\$ 3,28 e R\$ 73,4 por quilograma de café. Os extremos dessa distribuição foram anali-

sados individualmente e foi possível confirmar que os valores de fato correspondiam ao preço por quilograma.

No caso do Comprasnet, a falta de padronização nos valores parecia ocorrer com mais frequência, sobretudo nos períodos iniciais da amostra. Além disso, como as quantidades de café negociadas por leilão tendem a ser menores no Comprasnet, os casos de “preço global” não eram tão facilmente identificados, pois os valores globais algumas vezes não atingem valores muito elevados. Portanto, foi necessário encontrar outro método para identificar e corrigir os casos em que os preços correspondiam ao valor global do contrato. Para isso, foram utilizados os dados relativos às propostas iniciais dos fornecedores, disponíveis nas atas. Em todos os leilões do Comprasnet, as propostas são indicadas tanto em valor unitário quanto em valor global. Com essa informação, foi possível comparar o preço final do leilão com os valores indicados para a menor proposta, classificando-o como “preço global” nos casos em que estivesse mais próximo da proposta global do que da proposta unitária. Uma vez identificados esses casos, os preços foram divididos pela quantidade fornecida (em unidades de fornecimento), como mencionado acima.

Entretanto, mesmo com essa correção, em alguns leilões do Comprasnet os preços continuaram irrazoavelmente baixos ou elevados (e.g., menos de R\$ 0,50 ou mais de R\$ 200 por quilograma de café). Para contornar esse problema, foram descartadas as observações do Comprasnet situadas abaixo do quantil 0,125 ou acima do quantil 0,875 da distribuição de preços finais.¹⁹ Após esse tratamento, a distribuição de preços do Comprasnet ficou entre R\$ 5,09 e R\$ 68,38 considerando a amostra completa e entre R\$ 5,29 e R\$ 35,32 na amostra restrita ao Estado de São Paulo.

Variáveis de controle

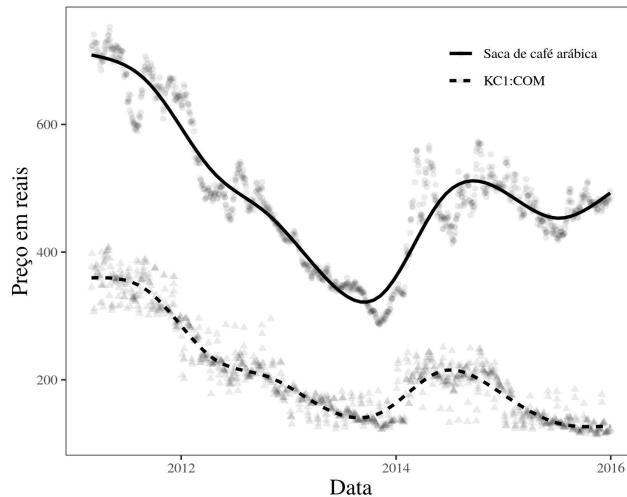
No que diz respeito às variáveis de tamanho da embalagem, qualidade do café e marca do produto fornecido pelo vendedor do leilão, todos os dados foram extraídos a partir das atas dos pregões. O tamanho da embalagem é representado por uma variável categórica que indica se o café deveria ser fornecido em embalagens de 250g, 500g ou 1kg. A variável de qualidade, por sua vez, é uma variável categórica que classifica o café fornecido como “tradicional”, “superior”, “gourmet”, ou “descafeinado”. As três primeiras categorias correspondem aos níveis de qualidade definidos pela Associação Brasileira da Indústria do Café (ABIC). Cafés descafeinados foram incluídos em categoria à parte diante das considerações de que esse tipo de produto possui um público mais restrito, é fornecido por um número menor de empresas e geralmente apresenta preços mais elevados.

Entretanto, as quatro categorias mencionadas acima podem não ser suficientes para capturar nuances relativas a diferenças de qualidade. Por esse motivo, a marca do café fornecido pelo vendedor do leilão foi utilizada como controle adicional em algumas especificações. Nesse sentido, para a amostra restrita a unidades compradoras com sede em São Paulo, foi possível construir a variável categórica *marcavendedora*, a qual identifica as principais marcas comercializadas nos leilões da BEC e do Comprasnet.²⁰ Foram identificadas

¹⁹Para construção da amostra restrita a leilões do Estado de São Paulo, esse recorte foi realizado após a seleção dos leilões segundo unidade federativa.

²⁰A extração dos dados de marcas a partir das atas envolveu várias etapas, muitas das quais eminentemente manuais. Por esse motivo, foi possível realizar um trabalho mais cuidadoso de

Figura 1: Evolução dos preços da saca de café arábica e do contrato futuro de café KC1:COM



Fonte: Elaboração própria a partir de dados divulgados pelo CEPEA/ESALQ/USP e Bloomberg.

Notas: (i) preços em reais de dezembro de 2015, deflacionados pelo IPCA;
(ii) as linhas representam os valores previstos por regressões não paramétricas (GAM).

as marcas mais comercializadas em cada um dos grupos de tratamento (restrito a São Paulo) e controle, incluindo-se todas as demais em uma categoria residual. Para cada um dos grupos, houve fornecimento de café de uma das marcas identificadas em mais de 80% das observações. A relação completa das marcas e informações adicionais sobre a variável *marcavencedora* são apresentadas em apêndice.

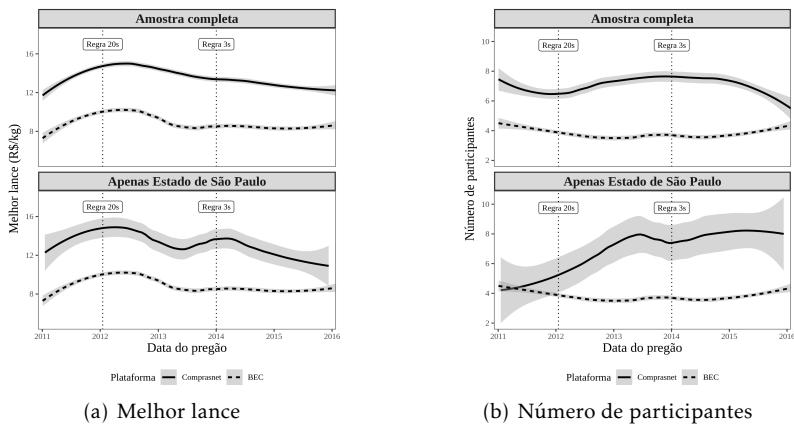
Para a construção da variável de preço da saca de café arábica, utilizou-se o Indicador do Café Arábica divulgado pelo Centro de Pesquisas Econômicas da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (CEPEA/ESALQ/USP). Para a variável de preço de contrato futuro de café, por sua vez, utilizou-se a série de preços do ativo *Coffee C Futures* (KC1:COM), uma das principais referências de preços de café arábica negociadas em bolsa. Ambas as séries possuem frequência diária e os valores relativos às poucas datas para as quais não havia dados foram imputados por meio de interpolação linear. Para a inclusão desses controles nas regressões, optou-se por manter sua frequência diária (*i.e.*, considera-se o preço da saca ou do contrato futuro observado no dia de cada leilão). Por fim, os valores de ambas as séries foram deflacionados com base no IPCA de dezembro de 2015, replicando o tratamento realizado com a variável de resultado de preços finais dos leilões. A Figura 1, a seguir, ilustra a evolução de ambas as séries de preço.

Estatísticas descritivas

A Tabela 1, a seguir, apresenta as médias e medianas de ambas as variáveis de resultado, para cada grupo e em cada regime jurídico. A Figura 2 complementa os dados da tabela ao ilustrar a evolução das variáveis ao longo do

limpeza dos dados apenas para a amostra restrita ao Estado de São Paulo.

Figura 2: Médias das variáveis de resultado ao longo do tempo - Regressões não paramétricas do tipo LOESS



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da BEC e do Comprasnet.

Notas: (i) as áreas sombreadas indicam o intervalo de confiança de 95%; (ii) cada regressão considera dados de pregões eletrônicos para compra de café realizados entre 01/01/2011 e 01/02/2016; (iii) as linhas verticais indicam as datas de implementação da Regras dos 20s e da Regra dos 3s.

tempo por meio de uma regressão não paramétrica. Em cada painel, apresentam-se as linhas de melhor ajuste aos dados obtidas por meio regressões não paramétricas do tipo LOESS, considerando a amostra completa e também restringindo a pregões realizados por unidades compradoras com sede em São Paulo.²¹ No intuito de contornar instabilidades da regressão não paramétrica devido ao baixo número de observações (sobretudo no período anterior à regra dos 20 segundos), a Figura 2 considera dados de pregões de café realizados entre 01/01/2011 e 01/02/2016 - ou seja, um período de tempo 4 meses maior do que aquele utilizado na análise de diferenças em diferenças.

Diante de diferenças de nível das variáveis de resultado entre os grupos de tratamento e controle, podem surgir preocupações acerca da validade dos resultados do método de diferenças em diferenças. A princípio, estão apresentadas nas Tabela 1 e Figura 2 estatísticas não condicionais, que poderiam se revelar muito diferentes depois que os dados forem incorporados em um arcabouço de regressão e com controles.

Mas mesmo assim, pode ser que eventuais estimativas dos efeitos podem ser viesadas em um modelo de regressão, por exemplo, caso a probabilidade de seleção ao tratamento seja correlacionada aos níveis da variável de resultado antes da intervenção, como em [Ashenfelter \(1978\)](#) e [Ryan, Burgess Jr. e Dimick \(2015b\)](#). Mesmo na ausência dessa correlação, o simples fenômeno de reversão à média pode ser confundido com o efeito do tratamento. No entanto, as diferenças verificadas na Figura 2 não levantam preocupações nesse sentido, por parecerem persistentes ao longo da janela de dados. Evidentemente, por ser uma análise não condicional, conclusões definitivas serão apresentadas mais adiante.

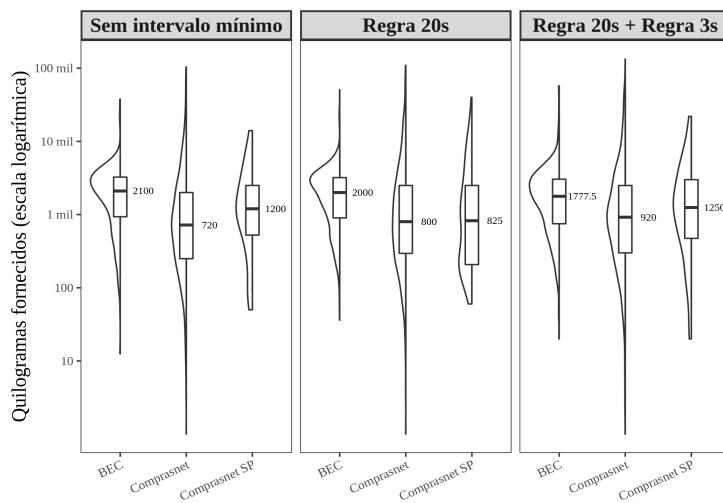
²¹Como todos os pregões da BEC são realizados por entidades com sede em São Paulo, as respectivas linhas são idênticas em cada painel.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas - Preço final e número de participantes

Variável	Grupo e Período								
	BEC			Comprasnet			Comprasnet - SP		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Número de observações	282	653	1333	483	1331	1333	24	112	81
Preço final: Média	9,13	9,32	8,47	13,83	14,83	13,02	13,44	14,24	12,11
Preço final: Mediana	9,19	9,45	7,43	13,15	13,76	11,92	12,87	13,03	10,79
Participantes: Média	4,20	3,58	3,85	6	7,21	7,08	4,42	6,63	8,14
Participantes: Mediana	4	3	4	6	6	6	4,5	7	7

Nota: Os algarismos romanos indicam os três períodos definidos pela implementação das regras de intervalo mínimo, ou seja, 01/03/2011 a 16/01/12, 17/01/2012 a 01/01/2014, e 02/01/2014 a 31/12/2015, respectivamente.

Figura 3: Distribuição da quantidade fornecida - Comparação entre grupos e regimes jurídicos



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da BEC e do Comprasnet.

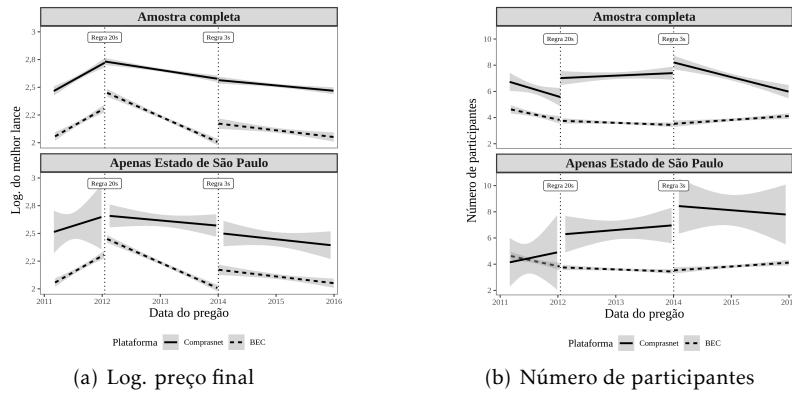
Notas: (i) os valores ao lado das linhas horizontais indicam a mediana de cada distribuição; (ii) as laterais inferior e superior de cada retângulo demarcam a distância interquantílica da respectiva distribuição.

No tocante ao número de participantes, a diferença verificada na Figura 2 pode ser explicada pela maior visibilidade dos pregões eletrônicos do Comprasnet em todo o Brasil, bem como pelo fato de esta ser uma plataforma mais consolidada e abrangente do que a BEC. Em relação aos preços, os valores mais elevados do Comprasnet refletem o fato de que as compras de café negociadas na BEC costumam envolver quantidades bastante superiores àquelas negociadas no Comprasnet. Como é possível notar na Figura 3, essa característica se mantém ao longo dos três regimes jurídicos analisados. Na verdade, não apenas a quantidade mediana é superior na BEC, mas as distribuições desse grupo também apresentam maior densidade à direita, indicando que contratos envolvendo grandes quantidades são relativamente mais frequentes do que contratos pequenos.

Na BEC, parte importante das compras de café atendem às necessidades de prefeituras inteiras ao longo de meses e também se notam grandes compras destinadas ao abastecimento de presídios e hospitais, por exemplo. Em contraste, no Comprasnet, prevalecem compras com caráter mais fragmentado, destinadas a atender entidades específicas da Administração Pública Federal. É razoável supor que essas características tenham permanecido constantes ao longo do tempo. De fato, a Figura 3 fornece evidências nesse sentido ao indicar a manutenção das diferenças de quantidades negociadas em cada grupo de leilões ao longo dos períodos analisados ²².

²²Testes de Kolmogorov-Smirnov rejeitam a hipótese de igualdade de distribuições em todos os níveis de significância usuais

Figura 4: Análise de tendências - Regressões lineares para cada regime jurídico



(a) Log. preço final

(b) Número de participantes

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (i) no painel da esquerda, o eixo vertical representa o logaritmo do preço, em R\$/kg de café, em valores de dezembro de 2015; (ii) no painel da direita, o eixo vertical representa o número de participantes distintos que submeteram pelo menos um lance; (iii) as linhas verticais pontilhadas indicam as datas em que foram implementadas as regras de intervalo mínimo; (iv) as áreas sombreadas demarcam os intervalos de confiança (95%), considerando erros-padrão simples.

4 Resultados

Como mencionado, uma das hipóteses do modelo de diferenças em diferenças é o paralelismo de tendências entre os grupos, na ausência do tratamento. Uma análise mais detalhada a esse respeito é realizada na Seção 4.3, mas antes de apresentar os resultados principais é interessante analisar visualmente os indícios acerca da validade dessa hipótese - inclusive para auxiliar na interpretação dos resultados. Com esse propósito, a Figura 4 apresenta as linhas de melhor ajuste de regressões lineares, para cada regime jurídico, considerando os dados utilizados nos modelos de diferenças em diferenças²³.

O Painel 4 apresenta indícios a favor da hipótese de paralelismo de tendências no que se refere ao logaritmo do melhor preço, uma vez que as linhas relativas à BEC e à Comprasnet são aproximadamente paralelas no período pré-tratamento, tanto para amostra completa, quanto para a amostra restrita a unidades compradoras do Estado de São Paulo.

Em contraste, no que diz respeito ao número de participantes, o painel 4 mostra indícios de paralelismo pré-tratamento apenas quando se considera a amostra completa. No caso da amostra restrita ao estado de São Paulo, deve-se ter maior cautela em interpretações causais dos resultados dos modelos de diferenças em diferenças. Em todo caso, ressalta-se que a análise gráfica, embora útil, não fornece evidências acerca do paralelismo de tendências counterfactual, além de não levar em consideração o efeito das covariadas incluídas nos modelos de diferenças em diferenças.

²³Optou-se por regressões lineares pois, considerando os regimes jurídicos separadamente, o número de observações é pequeno (sobretudo no primeiro período) e regressões não paramétricas parecem sobreajustar aos dados.

4.1 Preço

A Tabela 2 apresenta os resultados relativos a preços, considerando todos os leilões do Comprasnet. Todas as especificações incluem *dummies* de bimestre. A primeira coluna corresponde ao modelo de diferenças em diferenças mais simples, sem controlar por covariadas. As estimativas para os efeitos dos tratamentos, apesar de estatisticamente significativos a 1%, são de 0,058 e -0,077. Os efeitos dos tratamentos deixam de ser estatisticamente significativos na coluna (2), com a inclusão de efeitos fixos de município e de unidade federativa-bimestre.

Com os efeitos fixos de município, controla-se por quaisquer não observáveis fixas que possam afetar o preço final de cada leilão, com variação no nível dos municípios. Desde que as relações entre essas não observáveis e os preços sejam constantes ao longo do tempo, a inclusão de efeitos fixos de município é suficiente para evitar possível viés de variável omitida. Assim, por exemplo, o modelo controla por diferenças constantes nos custos de transporte associados ao fornecimento de café a diferentes municípios, as quais devem ter impacto direto nos preços de aquisição de café.

No caso das unidades federativas, os efeitos fixos dão ainda mais flexibilidade ao modelo ao permitir variações bimestrais. A título ilustrativo, o modelo é flexível o suficiente para controlar por hipotético aumento no preço médio praticado em leilões de uma unidade federativa específica, em decorrência de escassez temporária de café em determinado bimestre.

Mesmo dentro de uma mesma unidade federativa ou município, contudo, é perfeitamente plausível que existam algumas entidades do Governo Federal ou do Estado de São Paulo que pagam mais caro ou mais barato pelo café. O motivo mais óbvio para isso se relaciona à qualidade do café: é esperado que o quilograma do café adquirido por penitenciárias seja mais barato do que aquele fornecido à cúpula do Poder Judiciário, por exemplo. Mas a diferença entre o preço pago por diferentes unidades compradoras também pode ser explicado por razões não relacionadas à qualidade do produto, tais como diferenças nas condições de fornecimento e contratação usualmente praticadas, ou heterogeneidade no que diz respeito à divulgação e visibilidade dos leilões a potenciais fornecedores. Nesse contexto, os resultados da coluna (2) podem refletir variações nos conjuntos de unidades compradoras que realizaram leilões em cada grupo, ao longo dos diferentes períodos, variações estas que podem ser aleatórias ou consequência de fatores não relacionados às regras de intervalo mínimo.

Com o objetivo de controlar por essa possível fonte de heterogeneidade, a partir da coluna (3) também são adicionados efeitos fixos de unidades compradoras. No entanto, como cada unidade compradora realiza suas operações apenas na BEC ou no Comprasnet, há colinearidade com a variável *Comprasnet*, razão pela qual esta não é incluída na especificação (3) e seguintes. Com a introdução dos efeitos fixos de unidade compradora, é possível notar que o efeito estimado para o regime da Regra dos 3s aumenta substancialmente, tanto em magnitude, quanto em significância (de -0,028 para 0,150 no caso da regra de 3s e de -0,052 para 0,043 no caso da regra de 20s). Segundo a especificação da coluna (3), o regime jurídico da Regra dos 3s estaria associado a um aumento de 15% no preço médio do quilograma de café adquirido na Comprasnet.

No entanto, esse resultado poderia ser consequência de mudanças nas ca-

racterísticas dos produtos adquiridos nos leilões dos grupos tratamento e controle, ao longo do tempo. Suponha, por exemplo, que tenha ocorrido um aumento de compras de café com qualidade mais elevada no Comprasnet, após a introdução das regras de intervalo mínimo, mas por razão não relacionada à mudança regulatória. Nesse caso, deixar de controlar pela qualidade dos produtos introduziria viés de variável omitida, superestimando os efeitos das regras de intervalo mínimo. O mesmo tipo de viés também poderia ocorrer caso houvesse um aumento de compras de pacotes de 250g nos leilões do Comprasnet, em detrimento de pacotes de 500g - os quais geralmente apresentam menor preço por quilograma. No intuito de evitar problemas desse tipo, a especificação da coluna (4) também inclui *dummies* visando controlar por variações no tamanho da embalagem e na qualidade dos produto negociado. Nota-se que a inclusão desses controles adicionais não altera substancialmente os resultados obtidos na coluna (3), o que sugere que os efeitos fixos já introduzidos são suficientes para controlar por parte relevante da heterogeneidade associada às características dos produtos.²⁴

Por fim, nas colunas (5) e (6) são incluídas, sequencialmente, as duas variáveis que buscam controlar pelo custo de oportunidade da venda de café: o preço de contrato futuro de café e o preço da saca de café arábica, no dia de cada leilão. Vencer um leilão para fornecimento de café está associado ao custo de oportunidade de dar destinação alternativa ao produto - seja participando de outro leilão, seja vendendo ao setor privado. É razoável supor que esse custo de oportunidade esteja, em grande medida, relacionado com o preço da saca de café e de ativos de café negociados em bolsa. Espera-se, por exemplo, que elevações no preço da saca de café estejam associadas a aumentos dos preços negociados nos pregões eletrônicos.

Como o número de observações dos grupos de tratamento e controle não é idêntico, e como as datas dos leilões de cada grupo nem sempre coincidem entre si, variações no custo de oportunidade de venda de café ao longo do tempo podem introduzir viés na estimação dos efeitos das regras de intervalo mínimo. Suponha, por exemplo, que dois leilões idênticos sejam realizados no Comprasnet e na BEC, após a introdução da Regra dos 3s. Em ambos os leilões, suponha que as condições do edital sejam exatamente iguais, envolvendo entrega de produto da mesma qualidade, na mesma quantidade, no mesmo local e nas mesmas condições. No entanto, suponha que o pregão eletrônico do Comprasnet ocorra três semanas antes do pregão da BEC e que, nesse período, tenha ocorrido forte queda dos preços de café. Nesse cenário, deixar de controlar pelo custo de oportunidade poderia introduzir viés positivo, inflando o efeito estimado para a Regra dos 3s. A depender do sentido das oscilações do custo de oportunidade, bem como das datas de realização dos leilões, o viés também poderia ser negativo.

Com a inclusão de ambos os controles de custo de oportunidade, na coluna (6), o coeficiente associado à incidência da Regra dos 20s permanece pequeno em magnitude (0,053) e estatisticamente não-significante, ao passo que o coeficiente associado ao regime jurídico da Regra dos 3s continua próximo a 0,15. O impacto reduzido da inclusão desses controles adicionais sobre os resultados sugere que parte da variação do custo de oportunidade ao longo do tempo já é controlada pelos efeitos fixos de bimestre ou unidade federativa-

²⁴De fato, análise informal dos dados indica certa estabilidade no que diz respeito às especificações do produto adquirido pelas unidades compradoras mais relevantes.

Tabela 2: Efeitos das regras de intervalo mínimo sobre o preço final - Resultados do modelo de diferenças em diferenças - Compradores de todo o Brasil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Regra20s	0,058*** (0,014)	-0,052 (0,051)	0,043 (0,053)	0,047 (0,053)	0,048 (0,053)	0,053 (0,053)
Regra20s + Regra3s	-0,077*** (0,014)	-0,028 (0,062)	0,150** (0,066)	0,148** (0,065)	0,149** (0,065)	0,153** (0,065)
Comprasnet	0,449*** (0,013)	0,157*** (0,053)				
EF UF x Bimestre	X	X	X	X	X	X
EF município	X	X	X	X	X	X
EF unidade compradora		X	X	X	X	X
Qualidade			X	X	X	X
Embalagem			X	X	X	X
Contrato futuro café				X	X	X
Preço saca café					X	
Observações	4894	4894	4894	4894	4894	4894
R ² Ajustado	0,378	0,550	0,689	0,712	0,713	0,713
R ²	0,379	0,647	0,841	0,853	0,853	0,853

Nota: (i) em todas as especificações a variável dependente é o logaritmo do preço final do leilão, em reais de dezembro de 2015 por quilograma de café; (ii) erros-padrão robustos a heterocedasticidade HC1 indicados entre parênteses; (iii) níveis de significância destacados por asteriscos, sendo *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01; (iv) a regressão referente à primeira coluna também inclui *dummies* de bimestre. Hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos são rejeitadas a 5% de significância.

bimestre²⁵.

Os resultados da especificação mais completa apontam que a introdução da Regra dos 3s está associada a um aumento médio de 15,3% no preço do café adquirido nos pregões eletrônicos do Comprasnet, com relação aos valores observados entre 01/03/2011 e 17/01/2012 (período pré-tratamento). De acordo com a Tabela 1, preço médio do quilograma de café negociado no Comprasnet no período pré-tratamento foi R\$ 13,83 (em reais de dezembro de 2015), considerando pregões eletrônicos realizados por unidades compradoras de todo o Brasil. Dessa forma, a Regra dos 3s teria ocasionado um aumento de aproximadamente R\$ 2,28 por quilograma de café. Entre a introdução da Regra dos 3s e o fim de 2015, os leilões do Comprasnet considerados neste estudo totalizaram R\$ 45,4 milhões. Portanto, considerando um aumento de preços de 16,53%, a Regra dos 3s teria ocasionado um aumento de gastos públicos com café de aproximadamente R\$ 7,5 milhões.

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos com a amostra restrita a leilões realizados por entidades com sede no estado de São Paulo. Há algumas diferenças em relação aos controles utilizados com essa amostra restrita. Primeiramente, como há apenas unidades compradoras de São Paulo, não são incluídos os efeitos fixos de bimestre-unidade federativa. Assim, a partir da coluna (2), controla-se apenas por unidade compradora e município²⁶.

Além disso, para essa amostra foi possível construir uma variável categórica que identifica as marcas fornecidas pelos vencedores dos leilões, incluída

²⁵Testou-se formalmente com um teste F incremental a significância dos regressores adicionais. Ainda que o teste tenha mostrado que eles não são significativamente diferentes de zero, optou-se por manter a especificação (6) como a preferida, porque a existência de heterocedasticidade torna as premissas que apoiam a utilização de um teste F problemáticas

²⁶Além das *dummies* de bimestre, próprias da especificação de diferenças em diferenças e incluídas já na primeira coluna.

como controle a partir da coluna (3). O objetivo de incluir *dummies* de marcas é controlar por variações nas especificações do produto não capturadas pela variável de qualidade. Como explicado, a variável categórica *qualidade* possui apenas quatro níveis, indicando se o edital do leilão exige fornecimento de café descafeinado, tradicional, superior ou gourmet. No entanto, pode haver diferenças de qualidade mesmo dentro de uma dessas categorias. Como essas categorias são bastante amplas, editais podem exigir requisitos adicionais, restringindo o número de marcas que poderiam ser fornecidas, sem que isso signifique direcionamento da licitação.²⁷ Diante disso, e considerando ainda que uma das funções da marca é justamente sinalizar qualidade Akerlof (1978), a variável de marca vencedora funciona como *proxy* da qualidade do produto exigida no edital de cada leilão.

Na coluna (3), é possível notar que a inclusão do controle de marca vencedora, sem as demais variáveis relacionadas às características do produto, resultou em diminuição do efeito estimado para ambas as regras de intervalo mínimo, sendo que o efeito associado à Regra dos 3s deixou de ser estatisticamente significativo a 5%. Esse resultado não é de todo surpreendente, dado que uma mesma marca pode oferecer uma gama de cafés de diferentes qualidades, em embalagens de tamanhos distintos. Em outras palavras, usar a marca como *proxy* de qualidade é mais adequado quando se comparam cafés da mesma categoria (*i.e.*, tradicional, superior, gourmet, descafeinado), fornecidos em embalagens de mesmo tamanho. De fato, quando se controla, adicionalmente, pela qualidade do café e pelo tamanho da embalagem, o coeficiente associado à introdução da Regra dos 3s aumenta para 0,151 e volta a ser estatisticamente significante a 5%, conforme indicado na coluna (4).

Finalmente, a inclusão dos controles de custo de oportunidade tiveram impacto de pequena magnitude nos resultados, em linha com o que se observou na amostra completa, mantendo o efeito de tratamento entre 0,151 e 0,148. No entanto, é interessante observar que a inclusão desses controles causou redução do efeito estimado para o regime da Regra dos 3s em São Paulo, ao contrário do que se observou na Tabela 2, confirmando que o viés associado à omissão das variáveis em questão pode assumir qualquer direção, a depender das datas de realização dos leilões incluídos na amostra.

Em geral, os resultados para a amostra restrita a São Paulo são bastante parecidos com aqueles obtidos com a amostra completa. Em nenhuma das especificações foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de efeito da Regra dos 20s. Os resultados para a Regra dos 3s, por sua vez, mostram que o resultado obtido com a amostra completa são robustos à utilização do grupo de tratamento mais restrito, em relação aos quais os leilões da BEC possivelmente representam contrafactual mais adequado.

Considerando os resultados da especificação mais completa (sexta coluna), a Tabela 3 mostra que a Regra dos 3s ocasionou uma elevação de preços de 14,8%, em média, em comparação com o preço médio pré-tratamento observado nas aquisições de café realizadas no Comprasnet por entidades sediadas no Estado de São Paulo. Considerando o preço médio de R\$13,44/kg verificado nessas aquisições anteriores à 17/01/2012, a Regra dos 3s está associada

²⁷Pregões eletrônicos e licitações em geral devem assegurar a isonomia entre concorrentes, buscando a seleção da proposta mais vantajosa para a Administração Pública por meio de ampla concorrência. Por conseguinte, exigências técnicas excessivas no que diz respeito às especificações dos produtos podem frustrar o caráter competitivo da disputa, o que pode ensejar anulação do processo licitatório. Vide Lei Federal n. 8.666/1993 (sobretudo em seu art. 3º).

Tabela 3: Efeitos das regras de intervalo mínimo sobre o preço final - Resultados do modelo de diferenças em diferenças - Compradores com sede no Estado de São Paulo

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Regra20s	0,052 (0,061)	0,042 (0,055)	0,027 (0,59)	0,039 (0,061)	0,038 (0,061)	0,033 (0,061)
Regra20s + Regra3s	-0,113* (0,064)	0,149** (0,059)	0,120* (0,064)	0,151** (0,067)	0,151** (0,067)	0,148** (0,066)
Comprasnet	0,418*** (0,055)					
EF unidade compradora		X	X	X	X	X
EF município		X	X	X	X	X
EF marca vencedora			X	X	X	X
Qualidade				X	X	X
Embalagem				X	X	X
Contrato futuro café					X	X
Preço saca café						X
Observações	1,964	1,964	1,964	1,964	1,964	1,964
R ² Ajustado	0,187	0,783	0,801	0,822	0,822	0,823
R ²	0,188	0,831	0,848	0,864	0,865	0,865

Nota: (i) em todas as especificações a variável dependente é o logaritmo do preço final do leilão, em reais de dezembro de 2015 por quilograma de café; (ii) erros-padrão robustos a heterocedasticidade HC1 indicados entre parênteses; (iii) níveis de significância destacados por asteriscos, sendo * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$; (iv) todas as regressões também incluem *dummies* de bimestre. Hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos são rejeitadas a 5% de significância.

em aumento de aproximadamente R\$ 2,14 por quilograma de café torrado e moído. Entre 02/01/2014 e 31/12/2015, os leilões do Comprasnet para fornecimento de café no Estado de São Paulo representaram um gasto total de R\$ 2,26 milhões, dos quais R\$ 360 mil podem ser atribuídos à Regra de 3s.

As estimativas de gastos totais da Administração Pública Federal em compras de café mencionadas no parágrafo anterior estão subestimadas, uma vez que alguns leilões do Comprasnet não foram incluídos na base de dados utilizada nas regressões, em razão de inconsistências nos dados. Por conseguinte, as estimativas de aumento de gastos associados à Regra dos 3s também devem ser interpretadas como um limite inferior de seu impacto real.

Além disso, é importante notar que os efeitos da Regra dos 3s reportados nas Tabelas 2 e 3 correspondem aos efeitos médios nos leilões de café realizados no Comprasnet. Como observam Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004), em muitas análises de diferenças em diferenças, o grupo realmente afetado representa apenas uma parte do grupo de tratamento, o que significa que o efeito estimado em todo o grupo de tratamento na verdade reflete um efeito de maior magnitude no grupo realmente afetado.

Nesse sentido, é razoável supor que o uso de robôs não seja uniformemente distribuído entre os pregões, uma vez que se espera que os fornecedores, agindo racionalmente, façam maior uso da tecnologia justamente nos leilões em que o uso de robôs traga maior retorno esperado. Argumento semelhante é desenvolvido por Hendershott, Jones e Menkveld (2011) em trabalho sobre automação de operações no mercado financeiro. Segundo os autores, apesar do baixo custo marginal dos algoritmos, os custos de desenvolvimento e otimização de parâmetros podem ser substanciais, de forma que a automação deve ser maior nos valores mobiliários em que os retornos esperados da adoção da tecnologia sejam mais elevados. Essa lógica parece aplicável tam-

bém ao uso de robôs em pregões eletrônicos, o que leva à conclusão de que é bastante plausível que determinados conjuntos de leilões tenham sido substancialmente mais afetados do que os demais. Como os pregões mais afetados podem ser realizados por entidades específicas, é razoável pensar que a Regra dos 3s tenha produzido impacto desigual na Administração Pública Federal. Esforços de pesquisa futuros podem auxiliar na identificação das entidades mais afetadas.

O aumento de preços observado decorrente da limitação da atuação dos robôs é coerente com o argumento de que a competição entre robôs - ou entre fornecedores que submetem lances em maior velocidade -, reduziria o preço final, na direção do custo marginal dos ofertantes. Em seu estudo sobre o encerramento aleatório no Comprasnet e a prática de *late bidding*, Celiktemur e Szerman (2012), concluem que uma possível fonte de ineficiência alocativa *ex-post* do regime de encerramento aleatório é justamente o fato de que participantes dispostos a fornecer a preços mais baixos podem se ver impedidos de submeter novos lances. Nesse sentido, regras que restringem a capacidade de resposta dos participantes devem exacerbar a ineficiência *ex-post* do regime de encerramento aleatório. Esse é justamente o caso das regras de intervalo mínimo, cuja introdução está associada à dilatação do tempo transcorrido entre o último lance e o encerramento do pregão.

Dito isso, é curioso que a Regra dos 20s, isoladamente, não esteja associada a aumento significativo nos preços, uma vez que, em teoria, também deveria representar alguma limitação à capacidade de resposta dos participantes. Em linha com as considerações feitas acima, os resultados sugerem que a Regra dos 3s teria restringido a capacidade de resposta dos participantes de maneira mais severa do que a Regra dos 20s. Nesse sentido, é importante lembrar que a Regra dos 3s se aplica diretamente aos lances de cobertura e define um intervalo a ser observado simultaneamente por todos os participantes - características que podem ser particularmente relevantes em casos de competição acirrada entre mais de dois participantes. Estudos futuros sobre as regras de intervalo mínimo no Comprasnet podem ajudar a compreender as razões por trás das diferenças entre os efeitos estimados para cada uma das regras.

Em síntese, diante dos resultados reportados nas Tabelas 2 e 3, conclui-se que a Regra de 3s teve o efeito de reduzir a eficiência alocativa e aumentar os gastos da Administração Pública Federal. Ou seja, sob o regime de encerramento aleatório então vigente, permitir que os participantes respondessem rapidamente aos lances de concorrentes resultaria em economia de recursos públicos.

4.2 Número de participantes

As Tabelas 4 e 5 apresentam resultados para as mesmas especificações das Tabelas 2 e 3, respectivamente, mas com o número de participantes dos leilões como variável dependente. Além de facilitar a comparação entre os resultados, a utilização do mesmo conjunto de controles se justifica pois as considerações sobre as possíveis fontes de viés feita na seção anterior também se aplicam ao número de participantes. Assim, por exemplo, o número de participantes potenciais pode variar segundo local de entrega, condições de fornecimento e visibilidade dos editais, o que é controlado pelos efeitos fixos de unidade federativa, município e unidade compradora. No que diz respeito às características dos produtos, também é esperado que haja variação no nú-

Tabela 4: Efeitos das regras de intervalo mínimo sobre o número de participantes - Resultados do modelo de diferenças em diferenças - Compradores de todo o Brasil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Regra20s	1,064*** (0,225)	2,635*** (0,793)	1,716* (0,942)	1,736* (0,946)	1,734* (0,949)	1,727* (0,944)
Regra20s + Regra3s	0,930*** (0,227)	4,308*** (0,944)	3,531*** (1,226)	3,624*** (1,235)	3,623*** (1,233)	3,613*** (1,238)
Comprasnet	2,348*** (0,188)	0,194 (0,652)				
EF UF x Bimestre		X	X	X	X	X
EF município		X	X	X	X	X
EF unidade compradora			X	X	X	X
Qualidade				X	X	X
Embalagem				X	X	X
Contrato futuro café					X	X
Preço saca café						X
Observações	4,894	4,894	4,894	4,894	4,894	4,894
R ² Ajustado	0,140	0,362	0,555	0,560	0,560	0,560
R ²	0,141	0,500	0,773	0,776	0,776	0,776

Nota: (i) em todas as especificações a variável dependente é o número de participantes que registraram ao menos um lance; (ii) erros-padrão robustos a heterocedasticidade HC1 indicados entre parênteses; (iii) níveis de significância destacados por asteriscos, sendo *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01; (iv) a regressão referente à primeira coluna também inclui dummies de bimestre. Hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos são rejeitadas a 5% de significância.

mero de fornecedores capazes de entregar café de especificações diferentes. Por fim, os preços da saca e do contrato futuro de café arábica podem estar relacionados a diferentes condições de disponibilidade do produto e/ou interesse em participar de pregões eletrônicos, o que também poderia impactar o número de participantes em cada leilão.

Os resultados reportados indicam aumento do número médio de participantes nos leilões da Comprasnet após a introdução das regras de intervalo mínimo, tanto na amostra completa quanto na amostra restrita ao Estado de São Paulo. Segundo a especificação mais completa da Tabela 4, a Regra dos 20s estaria associada a um aumento de aproximadamente 1,7 participante nos leilões do Comprasnet de todo o Brasil, a um nível de significância de 10%. A Regra dos 3s, por sua vez, estaria relacionada a um aumento médio de 3,6 participantes. Quando se consideram apenas compradores com sede no Estado de São Paulo, a coluna (6) da Tabela 5 mostra que os coeficientes associados a cada regime jurídico passam a ser 2,9 e 4,6, respectivamente²⁸.

Esse efeito positivo no número de participantes pode ser consequência da entrada de fornecedores que se sentiam “injustiçados” ou incapazes de competir, mas passaram a acreditar que teriam chances de ganhar as disputas após a introdução das regras de intervalo mínimo. De forma análoga ao verificado por Backus *et al.* (2015) no tocante à prática de *sniping*, o uso de robôs pode ter um efeito negativo sobre a vitalidade da plataforma Comprasnet, ao desestimular a entrada de novos concorrentes, aumentar barreiras à entrada e promover a saída de participantes que não se adaptam ao uso da tecnologia.

²⁸Testou-se formalmente com um teste F incremental a significância dos regressores adicionais. Ainda que o teste tenha mostrado que eles não são significativamente diferentes de zero, optou-se por manter a especificação (6) como a preferida, porque a existência de heterocedasticidade torna as premissas que apoiam a utilização de um teste F problemáticas

Tabela 5: Efeitos das regras de intervalo mínimo sobre o número de participantes - Resultados do modelo de diferenças em diferenças - Compradores com sede no Estado de São Paulo

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Regra20s	2,217*** (0,644)	2,718*** (0,776)	2,908*** (0,879)	2,879*** (0,889)	2,877*** (0,893)	2,920*** (0,895)
Regra20s + Regra3s	3,719*** (0,790)	4,308*** (0,997)	4,510*** (1,104)	4,572*** (1,113)	4,571*** (1,111)	4,594*** (1,108)
Comprasnet	0,614 (0,535)					
EF unidade compradora		X	X	X	X	X
EF município		X	X	X	X	X
EF marca vencedora			X	X	X	X
Qualidade				X	X	X
Embalagem				X	X	X
Contrato futuro café					X	X
Preço saca café						X
Observações	1,964	1,964	1,964	1,964	1,964	1,964
R ² Ajustado	0,214	0,460	0,467	0,470	0,470	0,471
R ²	0,215	0,581	0,592	0,595	0,595	0,596

Nota: (i) em todas as especificações a variável dependente é o número de participantes que registraram ao menos um lance; (ii) erros-padrão robustos a heterocedasticidade HC1 indicados entre parênteses; (iii) níveis de significância destacados por asteriscos, sendo *p<0,1, **p<0,05, ***p<0,01; (iv) todas as regressões também incluem *dummies* de bimestre. Hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos são rejeitadas a 5% de significância.

Na verdade, o aumento no número de participantes pode ser interpretado de forma a reforçar as conclusões referentes ao efeito da Regra dos 3s. Caso se houvesse observado diminuição do número de participantes, o aumento de preços observado poderia ser consequência do arrefecimento da competição. Entretanto, diante dos resultados das Tabelas 4 e 5, sabe-se que o aumento de preços não pode ser atribuído à redução do número de concorrentes.

De todo modo, apesar de bastante expressivos, os resultados referentes ao número de participantes devem ser interpretados com mais cautela, sobretudo no que diz respeito a sua interpretação causal. Como se verá a seguir, além dos indícios de ausência de paralelismo de tendências observados na Figura 4, os resultados apresentados nas Tabelas 4 e 5 não são robustos à introdução de interação entre *dummy* de grupo e tendência linear.

4.3 Testes de robustez

Uma fonte de preocupação em relação aos resultados reportados acima diz respeito à possibilidade de refletirem tendências anteriores ao tratamento ou serem consequência de fatores ignorados que tenham afetado os grupos de tratamento e controle de forma distinta. As próximas seções buscam explorar essa possibilidade, com a inclusão de tendências lineares específicas a cada grupo e introdução de tratamentos placebo.

Inclusão de tendências lineares

Se a hipótese de paralelismo de tendências não é satisfeita, o efeito estimado em modelos de diferenças em diferenças pode ser entendido como uma soma do efeito do tratamento e da diferença entre as tendências nos grupos de tra-

Tabela 6: Efeitos das regras de intervalo mínimo sobre o preço final
- Resultados do modelo de diferenças em diferenças com inclusão de tendências lineares

	Variável dependente			
	Log. Preço		# Participantes	
	Brasil	SP	Brasil	SP
Regra20s	0,009 (0,064)	0,007 (0,089)	0,512 (1,214)	0,955 (1,206)
Regra20s + Regra3s	0,035 (0,144)	0,088 (0,171)	0,314 (2,707)	0,237 (2,585)
Comprasnet × Tendência	0,006 (0,007)	0,003 (0,008)	0,171 (0,105)	0,209** (0,103)
EF bimestre		X		X
EF UF x bimestre	X		X	
EF marca vencedora		X		X
EF município	X	X	X	X
EF unidade compradora	X	X	X	X
Qualidade	X	X	X	X
Embalagem	X	X	X	X
Preço saca café	X	X	X	X
Contrato futuro café	X	X	X	X
Observações	4894	1964	4894	1964
R ² Ajustado	0,713	0,823	0,561	0,476
R ²	0,854	0,865	0,776	0,601

Nota: (i) erros-padrão robustos a heterocedasticidade HC1 indicados entre parênteses; (ii) níveis de significância destacados por asteriscos, sendo * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$; (iii) não é possível estimar os coeficientes para a *dummy* Comprasnet pois em todas as especificações são incluídos efeitos fixos de unidade compradora; (iv) a tendência linear é indexada de acordo com os bimestres, sendo o primeiro bimestre da amostra igual a 0. Hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos são rejeitadas a 5% de significância.

tamento ([CUNNINGHAM, 2021](#), p. 415). Todavia, o termo de diferença entre as tendências dos grupos depende de informações que não são disponíveis nos dados (qual seria a média da variável de interesse no grupo de controle sob a hipótese de ter sido tratado e a média da mesma variável para o grupo de tratamento na hipótese deste não ter sido tratado), não existe uma forma de se testar diretamente essa hipótese.

O que se observa na literatura são métodos e testes que permitem dar ao leitor um pouco mais de confiança que a hipótese de paralelismo de tendências não parece ser violada. Tais testes são uma área bastante ativa de pesquisa em econometria, e estudos como os de [Ryan, Kontopantelis et al. \(2019\)](#) e [Ryan, Burgess Jr e Dimick \(2015a\)](#) são exemplos.

Escolheu-se no presente artigo seguir uma literatura aplicada mais antiga, como a de [Besley e Burgess \(2004\)](#), que advoga a inclusão de tendências lineares específicas aos grupos. Com esse objetivo, considerando as especificações mais completas apresentadas nas Tabelas 2, 3, 4 e 5, foram estimadas novas regressões incluindo uma interação entre a variável binária *Comprasnet* e uma tendência linear bimestral. Os resultados dessa análise são apresentados na Tabela 6.

De maneira geral, é possível notar que a inclusão da interação faz com que os coeficientes de ambos os tratamentos diminuam em magnitude e passem a ser não significativos a 5%. Idealmente, para reforçar os resultados obtidos nas especificações principais, seria bom que os coeficientes estimados não sofresssem grandes alterações. Por outro lado, com exceção da especificação referente ao número de participantes nos leilões do Estado de São Paulo, os coeficientes associados às tendências lineares são não significantes a níveis de confiança usuais. Portanto, sobretudo no que diz respeito a preços, é plausível que a redução nas estimativas dos efeitos da Regra dos 3s seja mera consequência da eliminação de variações exógenas e válidas - cenário em que os resultados principais reportados acima permanecem válidos.

De fato, no tocante às especificações que utilizam o logaritmo do preço como variável dependente, é reconfortante verificar que ambos os coeficientes associados à tendência linear são não significantes a níveis de confiança usuais. Esses resultados indicam que a evolução dos preços observada nos dados não é explicada por uma diferença linear nas dinâmicas de evolução de preço próprias de cada grupo.

Por outro lado, em relação ao número de participantes, os resultados sugerem que a entrada associada à introdução das regras de intervalo mínimo pode refletir, na verdade, tendência de evolução distinta entre os grupos de tratamento e controle. Na amostra restrita a leilões do Estado de São Paulo, em particular, nota-se que a estimativa do coeficiente associado à tendência linear é positiva e significativa a 5%, indicando aumento bimestral médio de 0,2 na diferença entre o número médio de participantes do Comprasnet e da BEC. Esse resultado se alinha ao que se observou no painel inferior direito da Figura 4, onde é possível notar aumento do número médio de participantes no Comprasnet ao longo do tempo, ao contrário do que ocorre na BEC, inclusive no período pré-tratamento. Diante disso, conclui-se que a interpretação causal dos resultados reportados nas Tabelas 4 e 5 requer mais cautela.

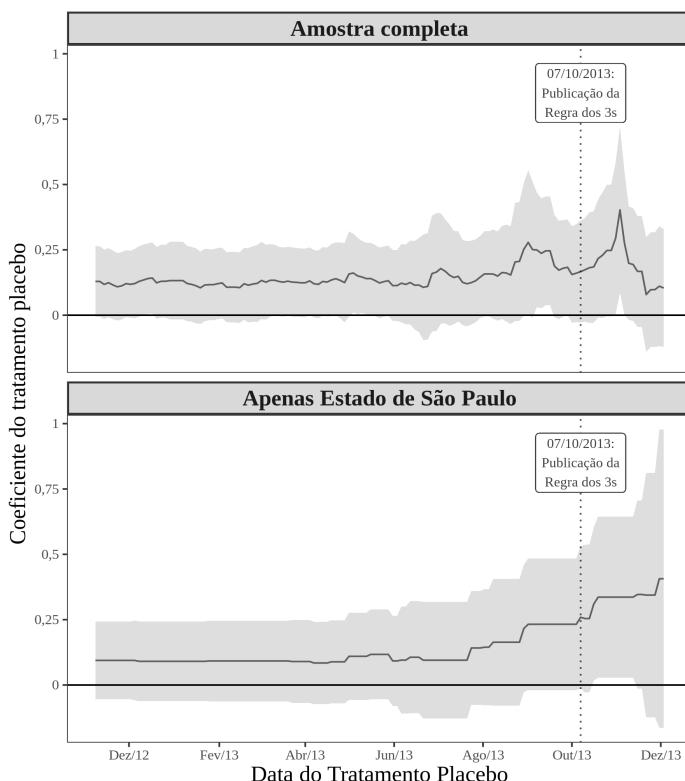
Tratamento placebo

Para investigar a possibilidade de os resultados refletirem fator desconsiderado nos modelos de diferenças em diferenças, as especificações mais completas das regressões foram reestimadas com a introdução de um tratamento placebo adicional, mantendo-se os tratamentos “verdadeiros” (*i.e.*, correspondentes à implementação da Regra dos 20s e Regra dos 3s).

Como o principal resultado diz respeito ao efeito da Regra dos 3s sobre os preços, a análise dos tratamentos placebo foi restrita às especificações em que a variável dependente é o logaritmo do preço. Além disso, como a atenção está focada na Regra dos 3s, o tratamento placebo foi introduzido entre implementação da Regra dos 20s e a Regra dos 3s. Em vez de escolher uma única data arbitrária para definir o tratamento placebo, foram estimados 131 modelos com datas alternativas, cobrindo o período de 08/11/2012 a 03/12/2013, com um intervalo de três dias entre cada tratamento placebo. Esse processo foi realizado com a amostra completa e com a amostra restrita ao Estado de São Paulo. Os resultados são apresentados na Figura 5.

Na Figura 5, o eixo horizontal representa a data do tratamento placebo considerado em cada modelo, enquanto o eixo vertical indica a estimativa do respectivo coeficiente. As áreas sombreadas demarcam o intervalo de confi-

Figura 5: Coeficientes estimados para tratamentos placebo alternativos introduzidos antes da Regra dos 3s



Fonte: Elaboração própria.

Notas: (i) cada ponto corresponde ao coeficiente associado a um tratamento placebo distinto, introduzido entre a Regra dos 20s e a Regra dos 3s; (ii) foram considerados 131 datas distintas para o tratamento placebo, de 08/11/2012 a 03/12/2013, com intervalo de 3 dias entre si; (iii) cada coeficiente foi estimado em uma regressão à parte, que também incluiu os tratamentos “originais”, dummies de bimestre e o conjunto completo de controles; (iv) a área sombreada representa o intervalo de confiança de 95%, segundo erros-padrão HC1; (v) a linha vertical pontilhada identifica a data de publicação da Instrução Normativa SLTI/MP n. 3/2013 no Diário Oficial da União.

ança de 95% para cada data, considerando erros-padrão robustos à heteroscedasticidade.

Para quase a totalidade das 131 datas consideradas, o efeito do tratamento placebo não é estatisticamente diferente de zero a 5%. Esse resultado sugere que os efeitos estimados para a Regra dos 3s não foram causados por outra mudança que tenha impactado os grupos de tratamento e controle de forma distinta. Além disso, as estimativas de efeito da Regra dos 3s reportadas na Seção 4.1 são robustas à inclusão dos diferentes tratamentos alternativos: conforme gráficos disponíveis em apêndice, ao longo das 131 intervenções placebo consideradas, o coeficiente associado à Regra dos 3s permaneceu estável e muito próximo dos valores reportados nas Tabelas 2 e 3.

No entanto, é possível observar um crescimento nos efeitos estimados dos tratamentos alternativos, à medida em que as datas das intervenções-placebo se aproximam da implementação da Regra dos 3s. Esse fenômeno parece mais evidente quando se considera a amostra restrita ao Estado de São Paulo (painel inferior), em que o coeficiente do tratamento placebo passa a ser estatisticamente distinto de zero a partir de outubro de 2013, assim permanecendo até meados de novembro - quando os erros-padrão aumentam substancialmente, possivelmente em decorrência do pequeno número de observações.²⁹

No painel inferior, é interessante notar que o efeito do tratamento placebo passa a ser estatisticamente significante logo após a publicação, no Diário Oficial da União, da instrução normativa que instituiu a Regra dos 3s, que viria a ser implementada apenas em janeiro de 2014. Considerando ainda que informações acerca da iminente mudança regulatória provavelmente já estavam disponíveis em meios especializados algum tempo antes disso, é possível que o fenômeno ilustrado na Figura 5 esteja associado a mudanças de comportamento dos participantes em antecipação às novas regras de intervalo mínimo.

Nesse caso, a indagação que surge é a seguinte: se submeter lances em desacordo com a Regra dos 3s de fato trazia benefícios aos fornecedores que usavam robôs, por que mudar a estratégia de lances antes de a nova regra ser implementada no Comprasnet?

Ajustar a estratégia de lances de forma antecipada poderia ser racional em um cenário de incerteza ou desconhecimento acerca da real data de implementação da mudança regulatória, por exemplo. Nesse sentido, apesar de a Instrução Normativa SLTI/MP n. 3/2013 ter previsto prazo de 90 dias para o início de vigência da Regra dos 3s, é possível que sua publicação tenha sinalizado aos fornecedores que, a partir daquela momento, a mudança poderia ser implementada a qualquer tempo.

Como documentado por Celiktemur e Szerman (2012), no passado já haviam sido implementadas mudanças técnicas relevantes no sistema do Comprasnet, implicando verdadeira alteração nas regras dos pregões eletrônicos, sem prévio aviso aos participantes. Levando em consideração esse histórico de mudanças súbitas e imprevistas - ou mesmo ignorando por completo a vigência da norma -, os fornecedores que usavam a tecnologia em outubro de 2013 podem ter optado por ajustar sua estratégia de lances imediatamente, no intuito de minimizar o risco de serem surpreendidos pelo bloqueio automático de lances decisivos em leilões importantes. Em outras palavras, sem saber se a Regra dos 3s já havia sido implementada ou não, pode ter sido mais vanta-

²⁹ Lembrando que os modelos também incluem o tratamento que considera a data de implementação da Regra dos 3s, em 02/01/2014.

joso aos fornecedores aumentar um pouco o tempo de resposta, de maneira preventiva, com o objetivo de assegurar a validade dos lances.³⁰

Trabalhos futuros utilizando a base de dados criada nesse estudo podem investigar se houve, de fato, alguma mudança de comportamento por parte dos participantes no final de 2013 e, caso afirmativo, entender as razões econômicas que a motivaram. Por ora, limitamo-nos a concluir que os casos em que o efeito estimado do tratamento placebo foi estatisticamente diferente de zero podem refletir comportamento antecipatório racional por parte de alguns fornecedores - não prejudicando, portanto, os resultados apresentados na seção 4.1.

5 Conclusão

Nesse trabalho, buscou-se estimar os impactos econômicos das regras de intervalo mínimo entre lances implementadas nos pregões eletrônicos do Comprasnet, no que se refere ao preço dos contratos e ao número de participantes. Essas regras foram instituídas em resposta a preocupações de que o uso de robôs nos leilões do Comprasnet pudesse comprometer a isonomia entre participantes, mas sem ampla discussão sobre seus possíveis desdobramentos econômicos.

Com o objetivo de estimar os efeitos da Regra dos 20s e da Regra dos 3s, foi aplicado o método de diferenças em diferenças, utilizando pregões eletrônicos da BEC como grupo de controle. A análise se restringiu a leilões realizados para aquisição de café torrado e moído realizados na BEC ou no Comprasnet entre 01/03/2011 e 31/12/2015.

O principal resultado obtido diz respeito aos efeitos da Regra dos 3s sobre os preços dos contratos do Governo Federal para compra de café. Concluiu-se que a Regra dos 3s está associada a um aumento dos gastos públicos com aquisição de café da ordem de 16%, em relação aos preços praticados no Comprasnet entre 01/03/2011 e 17/01/2012.

Mais especificamente, a Regra dos 3s ocasionou um aumento de 16,53% no preço do quilograma de café adquirido pela Administração Pública Federal por meio do Comprasnet, em relação ao preço médio observado na plataforma no período pré-intervenção. Esse resultado é robusto à restrição da amostra a leilões realizados por entidades com sede no Estado de São Paulo, em relação aos quais os leilões da BEC possivelmente representam um contrafactual mais adequado. Para a amostra restrita ao Estado de São Paulo, o aumento de preços causado pela Regra dos 3s foi estimado em 15,95%.

Esses efeitos implicam que a imposição da Regra dos 3s teria ocasionado um aumento de pelo menos R\$ 7,5 milhões nos gastos do Governo Federal, em compras de café torrado e moído realizadas entre janeiro de 2014 e dezembro de 2015. Considerando apenas as aquisições de café realizadas por entidades da Administração Pública Federal sediadas em São Paulo, o aumento de gastos atribuído à Regra dos 3s é estimado em R\$ 360 mil, ao longo do mesmo período.

³⁰Vale ressaltar que a Regra dos 3s de fato foi implementada alguns dias antes do que previa a Instrução Normativa SLTI/MP n. 3/2013. Esta foi publicada no Diário Oficial da União em 07/10/2013, prevendo *vacatio legis* de 90 dias. Portanto, as novas regras passariam a valer a partir de 05/01/2014 - e não em 02/01/2014, quando a Regra dos 3s foi implementada.

Esse aumento de preços é consistente com a consideração teórica de que o uso de robôs em pregões eletrônicos poderia aproximar os preços do custo marginal dos fornecedores. Além disso, os resultados sugerem que limitar a capacidade de resposta aos lances de concorrentes pode resultar em ineficiência alocativa sob o regime de encerramento aleatório.

Em relação à Regra dos 20s, aplicável a lances subsequentes de um mesmo fornecedor, não foi possível descartar a hipótese nula de ausência de efeitos sobre os preços dos contratos de café.

No que se refere aos efeitos sobre o número de participantes, os resultados indicam que as regras de intervalo mínimo teriam produzido um efeito positivo sobre a entrada. Em linha com conclusões de trabalhos anteriores sobre a prática de *sniping*, é possível que o uso irrestrito de robôs leve à saída de participantes que se sintam injustiçados ao competir com usuários da tecnologia. Nesse caso, o aumento do número médio de participantes seria consequência esperada da introdução de regras de intervalo mínimo entre lances.

No entanto, a interpretação causal dos resultados relativos ao número de participantes deve ser feita com mais cautela, diante de indícios de violação da hipótese de paralelismo de tendências. De todo modo, os resultados relativos à entrada podem ser interpretados de forma a reforçar a conclusão de que a Regra dos 3s teria causado um aumento de preços: como não houve redução no número de participantes, sabe-se que o aumento de preços não pode ser atribuído à redução do número de concorrentes. Assim, ainda que as regras de intervalo mínimo tenham promovido a entrada novos participantes, a pressão negativa sobre os preços daí decorrente não teria sido suficiente para compensar o aumento de preços causado pela Regra dos 3s.

Espera-se que as conclusões deste trabalho auxiliem as autoridades e formuladores de políticas públicas nas próximas decisões e mudanças regulatórias envolvendo regras de intervalo mínimo e uso de robôs em pregões eletrônicos. De maneira mais geral, espera-se também que este trabalho sirva para enfatizar a importância da avaliação prévia dos possíveis impactos econômicos de alterações regulatórias, por mais justas que suas motivações possam ser.

Referências

- AKERLOF, George A. The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. In: *UNCERTAINTY in Economics*. Amsterdam: Elsevier, 1978. p. 235–251.
- ANGRIST, Joshua D; PISCHKE, Jörn-Steffen. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton, NJ: Princeton University, 2008.
- ANWAR, Sajid; MCMILLAN, Robert; ZHENG, Mingli. Bidding behavior in competing auctions: Evidence from eBay. *European Economic Review*, v. 50, n. 2, p. 307–322, 2006.
- ARIELY, Dan; OCKENFELS, Axel; ROTH, Alvin E. An experimental analysis of ending rules in internet auctions. *RAND Journal of Economics*, p. 890–907, 2005.

- ASHENFELTER, Orley. Estimating the effect of training programs on earnings. *The Review of Economics and Statistics*, p. 47–57, 1978.
- ASIAN DEVELOPMENT BANK. *E-Government Procurement Handbook*. [S. l.: s. n.], 2013.
- BACKUS, Matt *et al.* Is Sniping A Problem For Online Auction Markets? In: PROCEEDINGS of the 24th International Conference on World Wide Web. [S. l.: s. n.], 2015. p. 88–96.
- BAJARI, Patrick; HORTACSU, Ali. The winner's curse, reserve prices, and endogenous entry: Empirical insights from eBay auctions. *RAND Journal of Economics*, p. 329–355, 2003.
- BERTRAND, Marianne; DUFLO, Esther; MULLAINATHAN, Sendhil. How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 1, p. 249–275, 2004.
- BESLEY, Timothy; BURGESS, Robin. Can labor regulation hinder economic performance? Evidence from India. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 119, n. 1, p. 91–134, 2004.
- CAMERON, A Colin; TRIVEDI, Pravin K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge: Cambridge University, 2005.
- CASSADY, Ralph. *Auctions and auctioneering*. [S. l.]: Univ of California Press, 1967.
- CELIKTEMUR, Can; SZERMAN, Dimitri. *Auctions with Random Ending Time*. [S. l.], 2012.
- CHIMELI, Ariaster B; SOARES, Rodrigo R. The use of violence in illegal markets: Evidence from mahogany trade in the Brazilian Amazon. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 9, n. 4, p. 30–57, 2017.
- CUNNINGHAM, Scott. *Causal inference: the mixtape*. New Haven London: Yale University Press, 2021.
- GLOVER, Brent; RAVIV, Yaron. Revenue non-equivalence between auctions with soft and hard closing mechanisms: New evidence from Yahoo! *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 81, n. 1, p. 129–136, 2012.
- HANSEN, Benjamin; SABIA, Joseph J.; REES, Daniel I. Have cigarette taxes lost their bite? New estimates of the relationship between cigarette taxes and youth smoking. *American Journal of Health Economics*, v. 3, n. 1, p. 60–75, 2017.
- HENDERSHOTT, Terrence; JONES, Charles M; MENKVELD, Albert J. Does algorithmic trading improve liquidity? *The Journal of Finance*, v. 66, n. 1, p. 1–33, 2011.

- HENDRICKS, Kenneth; PAARSCH, Harry J. A survey of recent empirical work concerning auctions. *Canadian Journal of Economics*, p. 403–426, 1995.
- HOLLAND, Paul W. Statistics and causal inference. *Journal of the American Statistical Association*, v. 81, n. 396, p. 945–960, 1986.
- KAHN-LANG, Ariella; LANG, Kevin. The promise and pitfalls of differences-in-differences: Reflections on 16 and pregnant and other applications. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 38, n. 3, p. 613–620, 2020.
- KLEMPERER, Paul. Auction theory: A guide to the literature. *Journal of Economic Surveys*, v. 13, n. 3, p. 227–286, 1999.
- LAFFONT, Jean-Jacques. Game theory and empirical economics: The case of auction data. *European Economic Review*, v. 41, n. 1, p. 1–35, 1997.
- LUCKING-REILEY, David. Auctions on the Internet: What's being auctioned, and how? *The Journal of Industrial Economics*, v. 48, n. 3, p. 227–252, 2000.
- MALAGA, R. et al. A new end-of-auction model for curbing sniping. *Journal of the Operational Research Society*, v. 61, n. 8, p. 1265–1272, 2010.
- MEGIDDO, Nimrod. *Smooth End of Auction on the Internet*. [S. l.], 2000. Depositante: International Business Machines Corp. Titular atual: Google LLC. US-6665649-B1. Depósito: 10 de março de 2000. Concessão: 16 de dezembro de 2003. Expiração: 10 de março de 2020.
- OCKENFELS, Axel; ROTH, Alvin E. The timing of bids in internet auctions: Market design, bidder behavior, and artificial agents. *AI Magazine*, v. 23, n. 3, p. 79–87, 2002.
- OLIVEIRA, Alexandre Fernandes; FABREGAS MASLLOVET, Abdoulaye; FAZEKAS, Mihaly. *Auction Length and Prices: Evidence from Random Auction Closing in Brazil*. Washington, DC: World Bank, 2019. (Policy Research Working Paper 8828).
- PATTEN, R. W. Tatworth candle auction. *Folklore*, v. 81, n. 2, p. 132–135, 1970.
- RASMUSSEN, Eric Bennett. Strategic implications of uncertainty over one's own private value in auctions. *Advances in Theoretical Economics*, v. 6, n. 1, p. 1–22, 2006.
- ROTH, Alvin E.; OCKENFELS, Axel. Last-minute bidding and the rules for ending second-price auctions: Evidence from eBay and Amazon auctions on the Internet. *American Economic Review*, v. 92, n. 4, p. 1093–1103, 2002.
- RUBIN, Donald B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, v. 66, n. 5, p. 688, 1974.

RYAN, Andrew M.; BURGESS JR, James F.; DIMICK, Justin B. Why we should not be indifferent to specification choices for difference-in-differences. *Health Services Research*, v. 50, n. 4, p. 1211–1235, 2015a.

RYAN, Andrew M.; BURGESS JR., James F.; DIMICK, Justin B. Why we should not be indifferent to specification choices for difference-in-differences. *Health Services Research*, v. 50, n. 4, p. 1211–1235, 2015b.

RYAN, Andrew M.; KONTOPANTELIS, Evangelos *et al.* Now trending: Coping with non-parallel trends in difference-in-differences analysis. *Statistical Methods in Medical Research*, v. 28, n. 12, p. 3697–3711, 2019.

TCU. Acórdão nº 2.601/2011. Plenário. Relator: Valmir Campelo. Brasília, 2011.

TREVATHAN, Jarrod; READ, Wayne. Disarming the bid sniper. *Journal of Electronic Commerce Research*, v. 12, n. 3, p. 176–186, 2011.

WANG, Joseph Tao-yi. *Is last minute bidding bad?* [S. l.: s. n.], 2006.

AS INTERAÇÕES ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E INOVAÇÃO NOS PAÍSES DA OCDE: UMA ABORDAGEM COM MODELAGEM PVAR

JOSÉ ALDERIR DA SILVA *
José Luís da Silva Netto Junior †
CÁSSIO DA NOBREGA BESARRIA ‡

Resumo

A inovação é um fator fundamental para o crescimento econômico dentro da teoria do crescimento endógeno. Assim, o objetivo deste artigo será avaliar os efeitos de choques em algumas variáveis relacionadas com a produção de tecnologia sobre a produção de conhecimento e a renda per capita nos países da OCDE entre 1980 e 2017. Para isso, será utilizado o método *Panel Data Vector Autoregressive* (PVAR). Os resultados mostram que um choque favorável no estoque de ideias, capital físico e gastos em P&D nos países da OCDE provocam efeitos positivos sobre o PIB *per capita*. A variável *spillover* mostrou que as economias da OCDE podem se beneficiar de um processo de difusão de tecnologia.

Palavras-chave: difusão tecnológica; progresso técnico; patentes.

Abstract

Innovation is a fundamental factor for economic growth within the endogenous growth theory. Thus, the objective of this article will be to evaluate the shock effects on some variables related to the production of technology on knowledge production and per capita income in OECD countries between 1980 and 2017. For this, the Panel Data Vector Autoregressive (PVAR) method will be used. The results showed us that a favorable shock to the expenditure of ideas in R&D has positive effects on the OECD GDP. A spillover variable showed that OECD economies can benefit from a technology diffusion process.

Keywords: technological diffusion; technical progress; patents.

JEL classification: O30, O32, F43, C23

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea191246>

* Departamento de Engenharia (DENG) da UFERSA/Campus Angicos. E-mail: jose.silva@ufersa.edu.br

† Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: juniorluis@yahoo.com.br

‡ Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br

1 Introdução

A teoria do crescimento depois de Solow (1957) passou por transformações essenciais para se entender a dinâmica e as diferenças de renda *per capita* entre os países. Essas transformações foram impulsionadas pela busca de explicar os fatores que determinam o progresso tecnológico, ou seja, as forças internas que determinam o crescimento da renda *per capita* no longo prazo.

Contudo, ao não conseguir explicar essas forças internas, segundo Barro e Sala-i-Martin (2003), a teoria do crescimento econômico perdeu relevância para as teorias que explicam o ciclo da renda no curto prazo. Porém, no pós década de 1980, volta a ganhar importância com o surgimento dos modelos de crescimento endógeno de Romer (1990), Lucas Jr (1988), Grossman e Helpman (1991), Aghion e Howitt (1990) e Jones (1995), os quais passam a se preocupar em entender tais fatores.

Diante disso, quais os fatores que determinam o crescimento econômico? Na teoria do crescimento exógeno, a produtividade total dos fatores é o motor do crescimento econômico no longo prazo, sendo ela determinada por um avanço tecnológico não explicado pela teoria. Na teoria do crescimento endógeno, a tecnologia é considerada um insumo de produção, de modo que a acumulação de conhecimento aumenta a produtividade dos outros insumos, podendo gerar retornos crescentes de escala. Assim, produtividade e inovação tecnológica estão fortemente relacionados, sendo imprescindível entender esse processo de acumulação de conhecimento nas economias para poder entender as diferenças existente nos padrões de vida entre os países.

A teoria do crescimento econômico desenvolvida por Romer (1990) apresenta uma função de produção com rendimentos crescentes de escala que ocorrem por meio de dois processos: *learning by doing* e *spillover* de conhecimento. Enquanto o primeiro desenvolve o conhecimento a nível de empresa, o *spillover* difunde esse conhecimento gerado para toda a economia. No entanto, Jones (1995) parte de uma função de produção de ideias em que o modelo de Romer se torna um caso particular, isto é, um modelo que permite a possibilidade que um esforço de pesquisa constante sustente um crescimento de longo prazo, mas também permite a possibilidade de casos contrários.

Todavia, conforme Barro e Sala-i-Martin (1992), a teoria do crescimento econômico mostra que pode ocorrer uma espécie de convergência do PIB *per capita* entre os países ricos e pobres, em que os rendimentos decrescentes é um conceito chave nesse processo. Dentro de uma perspectiva de difusão tecnológica, Grossman e Helpman (1991) mostram que a velocidade de convergência tende a ser maior quanto mais rápida as descobertas realizadas nas economias inovadoras se difundirem para as economias seguidoras.

Portanto, o objetivo deste artigo será de avaliar os efeitos de choques de variáveis relacionadas com a inovação tecnológica sobre a produção de conhecimento e sobre o PIB *per capita* para os países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) no período de 1980 a 2017¹. Essa avaliação é importante para identificar se algumas políticas governamentais de estímulo e difusão de tecnologia podem afetar o crescimento do PIB *per capita* para o caso dos países da OCDE, o que torna a presente pesquisa relevante.

¹O período de análise se deve a disponibilidade de dados de forma que permitisse um maior número de países na amostra.

Parte da hipótese de que as variáveis relacionadas com a inovação tecnológica impactam positivamente a produção de novas ideias e o crescimento do PIB *per capita*, sendo o efeito maior sobre os países de baixa renda já que estes possuem um estoque de conhecimento menor em relação aos países de alta renda.

Essas interações entre as variáveis serão observadas a partir do vetor *Panel Data Vector Autoregressive* (PVAR) usado para estimar modelos dinâmicos, cuja abordagem econométrica se utiliza do método dos momentos generalizados do sistema (GMM), o que torna nossos resultados consistentes e robustos. Com isso, este artigo traz pelo menos três contribuições para a literatura. Primeiro, o período em análise ainda não foi abordado, de modo que contempla um número maior de países da OCDE. Segundo, verificamos o efeito de um choque causado pelos gastos em P&D doméstico e total da OCDE. Terceiro, os trabalhos empíricos buscam estimar a função de produção de ideias, geralmente por meio de dados em painel, mas não procuram verificar os efeitos derivados de choques nas variáveis relacionadas com o capital humano e a tecnologia para um conjunto de países da OCDE, o que é realizado neste artigo por meio do método PVAR.

Para alcançar o objetivo, este artigo está dividido em mais 6 seções, além desta introdução. A próxima seção faz uma breve revisão da teoria do crescimento endógeno. Na terceira seção, tem-se a revisão empírica. Na seção seguinte é exposta a metodologia do PVAR. Nas duas seções seguintes são mostrados os dados e os resultados encontrados. Por fim, tem-se as considerações finais.

2 Breve Revisão da Literatura: Modelos de Crescimento Endógeno

O principal objetivo da teoria do crescimento econômico é encontrar explicação do porquê algumas economias são ricas e outras são pobres. Em Solow (1957), isso se deve ao nível inicial do estoque de capital. Em Lucas Jr (1988), na diferença de investimentos em capital humano se encontra a explicação para a diferença de riquezas entre as nações. Entretanto, no estado estacionário, em ambas as teorias o PIB *per capita* cresce a uma taxa igual a taxa do progresso tecnológico, sendo esta não explicada pelos modelos. A função de produção nesses modelos é definida como:

$$Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} \quad (1)$$

Em que, $0 < \alpha < 1$. Já Y é a produção, K é o estoque de capital físico, A é a tecnologia e L é a força de trabalho.

Considerando essa função de produção, o debate teórico ocorre em torno do que determina a tecnologia ou o progresso técnico. Nos modelos da teoria do crescimento exógeno, a tecnologia é tratada como um “maná dos deuses”, mas é a principal variável para o crescimento das economias no estado estacionário. Todavia, Romer (1990) e Jones (1995) procuraram explicar quais os fatores que podem acelerar o avanço tecnológico, tornando essa variável endógena em seus modelos. Não obstante, esses autores encontraram resultados diferentes em relação aos retornos do conhecimento.

Na tentativa de explicar as diferenças tecnológicas existentes entre os países, a teoria do crescimento endógeno mostra que o progresso tecnológico

ocorre quando as empresas maximizadoras de lucro buscam obter novas e melhores formas de produção. Dessa forma, na perspectiva de Romer (1990), melhorias tecnológicas e o processo de crescimento econômico são entendidos como um resultado endógeno da economia. A busca dos pesquisadores por novas ideias, cujo interesse é o lucro, torna o progresso tecnológico endógeno e o capital humano na variável central na teoria do crescimento.

Romer (1990) destaca ainda que os *spillovers* de conhecimento se devem ao fato da possibilidade de crescimento ilimitado do conhecimento e de sua apropriação incompleta pelo seu criador, de modo que o ótimo social pode ser alcançado por meio de políticas governamentais que tenham por objetivo estimular o avanço tecnológico.

Nesse modelo, a produção de conhecimento depende da quantidade de capital humano destinado a pesquisa (L_A) e da quantidade do estoque de conhecimento disponível na economia (A), dado que conhecimento é acumulação de ideias desenvolvida por pessoas. Logo, sendo (δA) a taxa a qual são criadas novas ideias, a produção do conhecimento (\dot{A}) será dada por:

$$\dot{A} = \delta L_A A \quad (2)$$

Como pode ser observado na função (2), destinar uma maior quantidade de capital humano a pesquisa resulta em uma maior taxa de produção de conhecimento, que provoca um aumento do estoque total de conhecimento, que por sua vez aumenta a produtividade do setor de pesquisa e, portanto, aumenta a facilidade de gerar novas ideias. Em outras palavras, destinar mais capital humano torna o crescimento da economia ilimitado.

Não obstante, isto se deve ao fato de que a função (2) ser linear em suas variáveis, o que permite ao produto marginal dos pesquisadores crescer a uma taxa proporcional ao estoque de conhecimento da economia. Uma situação em que a função (2) seja não linear, a produtividade marginal de L_A apresentaria em algum momento retornos decrescentes, o que deslocaria o capital humano do setor de pesquisa para o setor de bens finais e, consequentemente, desacelerando a taxa de crescimento da economia. Romer (1990) argumenta que não há evidências na história de que o conhecimento possa ser esgotado.

No entanto, Jones (1995) diz que não há evidências empíricas que confirmem os efeitos de escala do modelo de Romer (1990) nas economias industrializadas, dado que o número de pesquisadores aumentou nos países desenvolvidos na segunda metade do século XX, mas a produtividade total dos fatores não apresentou a mesma tendência.

Com efeito, Jones (1995) modifica a função de produção de ideias de Romer (1990), permitindo que a produção de conhecimento apresente retornos decrescentes de escala. Isto é,

$$\dot{A} = \delta L_A^\lambda A^\phi \quad (3)$$

em que, ϕ é um parâmetro que representa o *spillover* intertemporal. De modo que se $\phi < 0$, ocorre o que Jones (1995) chamou de efeito “garimpo de ideias”, ou seja, as ideias mais óbvias são descobertas primeiro, de modo que quanto maior o estoque de conhecimento, menor a probabilidade de um pesquisador descobrir uma nova ideia. Em outras palavras, a produtividade marginal de L_A agora apresenta retornos decrescentes de escala. Se $\phi > 0$, existem *spillovers* positivos da produção de conhecimento. Já se $\phi = 0$, não há *spillovers* e a taxa de inovação passa a ser independente do estoque de conhecimento.

Jones (1995) ainda adotar a restrição de que $0 < \lambda \leq 1$, ou seja, a duplicação de pesquisa reduz o número total de inovações produzidas por L_A unidades de capital humano. Quando $\phi = 1$ e $\lambda = 1$, temos a função de produção de ideias de Romer (1990), o que torna essa função um caso particular da função de produção de ideias de Jones (1995). Uma vez que os dados são inconsistentes com o modelo de Romer (1990), Jones (1995) adota a restrição de que $\phi < 1$, eliminando os rendimentos de escala na produção de conhecimento.

Com isso, diferentemente de Romer (1990), políticas econômicas como a de subsídios a pesquisa não afetam o crescimento da economia de forma permanente. Para Jones (1995), a taxa de crescimento econômico depende da taxa de crescimento do capital humano envolvido na pesquisa, pois estes ao criarem novos projetos de P&D, aumentam a produtividade da economia e, portanto, o crescimento econômico.

Todavia, a teoria do crescimento endógeno na perspectiva de Romer (1990) e Jones (1995) a modelagem do crescimento econômico ocorre com base em inovações horizontais de produtos, isto é, de uma variedade nova de produtos. Com efeito, a obsolescência é desconsiderada, de maneira que impossibilita o surgimento de novos produtos ou técnicas com qualidade superior às existentes que desloque para fora do mercado seus similares de qualidade inferior.

Segundo Grossman e Helpman (1991), Segerstrom (1991) e Aghion e Howitt (1990), a inovação não é limitada exclusivamente a um produto novo, mas incluem a melhoria da qualidade ou uma nova técnica de produção para um produto existente, ou até mesmo a construção de um mercado novo. Em outras palavras, um modelo de crescimento econômico deve incorporar também as inovações verticais.

As inovações verticais podem ser entendidas como uma escada de qualidade para todos os produtos em que os degraus mais abaixos são os produtos de qualidade inferior que se tornaram obsoletos enquanto os degraus de cima são os produtos de qualidade superior que ainda não foram criados.

Diante disso, o conceito de “destruição criativa” de Schumpeter captura a dupla natureza do progresso tecnológico, ou seja, a criação se trata das inovações horizontais e verticais de produtos/produção enquanto a destruição ocorre à medida que a tecnologia ou produtos se tornam obsoletos. Surgem assim, os modelos de crescimento endógeno schumpeterianos, que tem como base os trabalhos de Aghion e Howitt (1990) e Segerstrom (1991).

Aghion e Howitt (1990) constroem um modelo de crescimento endógeno introduzindo tanto as inovações verticais quanto a ideia de destruição criativa de Schumpeter. Segundo Barro e Sala-i-Martin (2003), esse modelo pode ser entendido a partir de duas equações. A primeira mostra como ocorre a compensação do mercado de trabalho, em que a oferta da força de trabalho total (L) é dada pela mão de obra utilizada na produção do bem intermediário (x) e a quantidade de pesquisadores trabalhando para a melhoria do bem intermediário (n):

$$L = x + n \quad (4)$$

A segunda equação mostra que no equilíbrio o custo marginal de um pesquisador (w) deve ser igual ao benefício marginal esperado, ou seja:

$$w_t = \lambda \gamma \pi_t \quad (5)$$

Em que o benefício marginal esperado (λ) é determinado pela probabilidade de sucesso dos investimentos em P&D e, portanto, quando $\lambda = 1$, tem-se lucros de monopólio (π). Já γ mostra o tamanho do impacto de uma inovação sobre os salários e lucros.

Realizando algumas manipulações matemáticas ², obtemos a taxa de crescimento da produtividade no estado estacionário:

$$g = \lambda n(\gamma - 1) \quad (6)$$

Essa equação afirma que a taxa de produtividade no estado estacionário tem uma relação direta com a inovação incremental ($\gamma - 1$), com a quantidade de pesquisadores (n) e com a probabilidade de sucesso dos gastos em P&D, λ .

[Segerstrom \(1991\)](#) explora a incerteza dos investimentos de P&D, ausentes nos modelos de Romer-Jones. O modelo desenvolvido pelos autores combina a hipótese de ciclo de vida do produto com o conceito de destruição criativa.

Quanto uma empresa realiza investimentos em P&D, ela tem por objetivo obter lucros de monopólio. No entanto, ela não é a única no mercado buscando desenvolver alguma melhoria na qualidade do produto, de modo que a empresa pode gastar uma quantidade considerável de recursos e a melhoria ser realizada primeiro por sua concorrente.

Todavia, existe uma busca contínua para descobrir produtos em níveis superiores na escala de qualidade e se espera que a probabilidade de encontrar esse produto seja maior quanto maior os gastos em P&D. Uma empresa que conseguiu desenvolver um produto de qualidade superior, passa a obter lucros de monopólio com o registro da patente e os produtos de qualidade inferior se tornam obsoletos. No entanto, esses lucros de monopólio são temporários, permanecendo pelo tempo de vigência da patente ou até outra empresa desenvolver um produto com qualidade superior. Diante disso, cada novo produto tem um ciclo de vida que tende a ser substituído quando se desenvolve um bem de qualidade superior. Assim, se a empresa deseja manter seus lucros de monopólio, ela deve permanecer de forma contínua buscando desenvolver produtos de qualidade superior.

Não obstante, [Grossman e Helpman \(1994\)](#) questionam o fato do modelo de [Aghion e Howitt \(1990\)](#) considerar que um projeto de pesquisa bem-sucedido melhora a qualidade de todos os produtos simultaneamente, gerando ganhos de monopólio para um único inovador. Já no modelo de [Segerstrom \(1991\)](#), a crítica se deve ao fato de a melhoria de produtos ocorrer em sequência, ocorrendo a melhoria de um primeiro produto para em seguida ocorrer a melhoria dos demais. Quando todos os produtos tenham sido melhorados uma única vez, o ciclo se inicia.

Por sua vez, [Grossman e Helpman \(1991\)](#) modelam uma abordagem de crescimento endógeno em que cada produto tem uma escala de qualidade e sua melhoria acontece pela busca das empresas inovadoras pela próxima geração de produtos, mas considerando a incerteza dos investimentos em P&D como fazem [Aghion e Howitt \(1990\)](#) e [Segerstrom \(1991\)](#).

Assim, a concorrência parece estar intrínseca nos modelos de crescimento endógeno schumpeterianos, de forma que existe uma forte concorrência entre as empresas em busca de desenvolver bens que estão em degraus de qualidade superior. No entanto, na perspectiva schumpeteriana, essa concorrência pode

²Em [Barro e Sala-i-Martin \(2003\)](#) se encontram todos os passos necessários para se chegar ao estado estacionário.

ter dois efeitos contraditórios sobre o processo de inovação, apresentando uma relação em forma de U invertido. Segundo Aghion e Howitt (2008), em níveis baixos de concorrência, um aumento da rivalidade entre as empresas provoca um aumento da inovação, ocorrendo o patenteamento de um maior número de ideias. Por outro lado, em setores em que a concorrência é acirrada, o aumento da rivalidade faz com que a inovação diminua.

Aghion *et al.* (2001, 2005), ao modelarem essa relação em forma de U invertido, dividem a economia em três setores de acordo com o período (ou passo) que o setor se encontra em relação a fronteira tecnológica: i) setores de fronteira; ii) setores um passo atrás; e iii) setores dois passos atrás.

Nos setores de fronteira, são possíveis inovações radicais que melhoram a qualidade e conferem um poder de monopólio temporário a empresa inovadora. Nesse caso, mais concorrência impulsiona a inovação, uma vez que podem cobrar rendas de monopólio para as inovações bem sucedidas. Esse processo é conhecido como efeito “*escape competition*”.

Para os setores um passo atrás, parte do pressuposto que a inovação é pouco significativa para que o inovador tenha condições de cobrar um preço de monopólio. A renda de monopólio não está disponível para este setor. Isso se deve ao fato de que uma inovação modesta não força as outras empresas a saírem da atividade, de modo que com mais concorrência, mais empresas podem inovar e a margem de lucro para cada uma delas será menor. Assim, o efeito de uma relação inversa entre concorrência e inovação é predominante.

Já nos setores dois passos atrás, não há incentivos para inovar, ocorrendo apenas um transbordamento da tecnologia dos setores um passo atrás após um período.

Aghion e Howitt (2008), utilizam dados em nível de empresa para o Reino Unido com o objetivo de verificar a teoria *step-by-step* e adotam a entrada de empresas estrangeiras e o crescimento da produtividade total dos fatores como *proxies* para a concorrência e a inovação, respectivamente. Os resultados encontrados mostram que conforme as empresas estrangeiras entram no mercado, a inovação aumenta para as empresas próximas a fronteira, mas diminui para as empresas distantes da fronteira. Resultados similares são encontrados em experimento realizado por Aghion *et al.* (2018).

Diante das diferentes previsões dos modelos de Romer (1990) e Jones (1995), bem como dos modelos schumpeterianos, é importante verificar empiricamente e estimar as funções de produção e de ideias para as economias da OCDE. Contudo, antes de estimar essas funções é necessário conhecer os principais resultados de alguns trabalhos, de modo que possam ser fontes de comparação para os resultados encontrados neste artigo.

3 Evidências Empíricas

Esta seção tem por objetivo mostrar os principais trabalhos empíricos que buscaram estimar a função de produção e de ideias, de forma que se possa comparar com os resultados encontrados na presente pesquisa.

Love e Zicchino (2006)³ aplicam o método de PVAR para analisar as condições financeiras e o investimento das empresas em 36 países. Desde então a

³ Love e Zicchino (2006) foram os pioneiros ao usar o método PVAR no *Stata*, cujos códigos estão disponíveis em Abrigo e Love (2016).

metodologia PVAR vem sendo adotada para verificar as relações econômicas envolvendo questões e variáveis financeiras.

No entanto, a metodologia PVAR pouco foi explorada dentro da teoria do crescimento endógeno. O recente trabalho de Belazreg e Mtar (2020) se aproxima dessa teoria, na qual o PVAR é utilizado para estudar as interações entre inovação, crescimento econômico, desenvolvimento financeiro e abertura comercial. Os resultados mostraram uma relação neutra entre a variável inovação e as demais variáveis. Por outro lado, o capital humano se mostrou significativo para desenvolver o potencial de inovação nos 27 países da OCDE analisado pelos autores no período de 2001 a 2016.

Na literatura, outros métodos são utilizados para estimar a função de produção de ideias de acordo com o modelo de Romer-Jones, ou seja, tentam observar a força entre a produção de ideias e produtividade do conhecimento.

Porter e Stern (2000), utilizando de dados em painel para uma amostra com dezesseis países da OCDE, estimam a função de produção e a força dos *spillovers* internacionais com o objetivo de avaliar diretamente os determinantes das novas ideias. Os resultados mostraram que a produtividade aumenta proporcionalmente com o estoque de ideias já descobertos.

Com o mesmo objetivo de Porter e Stern (2000), Pessoa (2005) procurou estimar os parâmetros da função de produção de ideias a partir de duas amostras (uma com 27 países e outra com 21 países da OCDE), utilizando também do método de dados em painel. Diferentemente de Porter e Stern (2000), as estimativas de Pessoa (2005) consideram que o estoque de conhecimento possa ter taxas de obsolescência de 0%, 5%, 10% e 15%. Com efeito, Pessoa (2005) encontrou resultados distintos dos de Porter e Stern (2000), mas que corroboram com a função de produção de ideias de Jones (1995), isto é, de que há retornos marginais decrescentes no estoque de ideias e no número de pesquisadores.

Pessoa (2005) em nenhuma amostra diferencia os grupos de países pela renda ou pelo tamanho do mercado, mas procura manter uma certa homogeneidade da amostra quanto a esses fatores. Diferentemente de Pessoa (2005) e Porter e Stern (2000), o trabalho de Ulku (2007) analisa as previsões dos modelos de crescimento endógeno discriminando os países da OCDE e não OCDE pela renda e pelo tamanho do mercado de cada economia. Ulku (2007) adota o método de dados em painel dinâmico de efeitos fixos e o método generalizado de momentos para aumentar a robustez de seus achados. Os resultados encontrados pelo autor se diferenciam de acordo com a mostra. O aumento do número de pesquisadores eleva a produtividade apenas nas economias de grande mercado da OCDE, enquanto o aumento da inovação eleva a renda *per capita* apenas nos países de alta renda da OCDE e em todos os países não membros da OCDE de alta renda, de mercados grandes e pequenos.

Diferentemente dos trabalhos anteriores, Ang e Madsen (2015) procuraram também analisar no período de 1870-2010 a evidência empírica de outras teorias do crescimento endógeno, diferenciando-se também dos demais estudos pelos diversos canais internacionais de *spillovers* sobre a produção de ideias. O trabalho de Porter e Stern (2000) não permite a proliferação de produtos como prevista nos modelos schumpeterianos e consideram apenas alguns canais de transmissão de ideias entre os países. Por outro lado, Ulku (2007) apesar de permitir efeitos de proliferação na função de produção de ideias, desconsideram os *spillovers* internacionais de conhecimento. Assim, uma das contribuições de Ang e Madsen (2015) é o de explorar esses

Tabela 1: Compilação das metodologias e variáveis utilizadas nas pesquisas empíricas sobre crescimento econômico

Autores	Método	Dependente	Independente
Porter e Stern (2000)	Dados em Painel	Patentes	Estoque de Patentes
Pessoa <i>et al.</i> (2007)	Dados em Painel	Patentes	Pesquisadores, Gastos em P&D
Ulku (2007)	Efeito Fixo e GMM-diff	Patentes	Estoque de Patentes, Pesquisadores, Taxa de Matrícula na Escola Secundária, Abertura Comercial
Ang e Madsen (2015)	Dados em Painel	Patentes	Gastos em P&D, PIB, Anos de Escolaridade, Estoque de Patentes Mundial, Fronteira Tecnológica, Importações
Luintel e Khan (2017)	Dados em Painel	Patentes	Pesquisadores, Estoque Doméstico, Estoque de Patentes de Países da OCDE, Estoque de Patentes de Países Emergentes
Belazreg e Mtar (2020)	VAR Painel	PIB <i>Per capita</i>	Produtividade, Estoque de Capital, Força de Trabalho, Crédito Interno, Indicador de Desenvolvimento Financeiro, Participação no Comércio Total, Índice de Preços, Investimento Direto Estrangeiro, % de diplomados na População, Indicador de Empreendedorismo.

Fonte: Elaboração própria.

canais internacionais de difusão do conhecimento, considerando que eles podem ocorrer pela via das importações, distância geográfica, estoque mundial de patentes e distância até a fronteira. Estimou-se um painel de mínimos quadrados generalizados, cujos resultados foram positivos para todas os canais de transbordamentos, exceto para o estoque mundial de conhecimento.

Luintel e Khan (2017) ampliam a análise de Ang e Madsen (2015), considerando outros canais de difusão do conhecimento entre 31 economias emergentes discriminando como: i) mundo industrializado; ii) mundo emergente; iii) países e grupos regionais diferentes; iv) casos bilaterais; agrupamentos regionais dentro da amostra de países emergentes. Os dados são analisados por meio de dados em painel, cujos resultados são contrários aos de Pessoa (2005) e aos de Ang e Madsen (2015), ou seja, os autores encontraram evidências de que há retornos crescentes de escala no estoque de conhecimento doméstico e externo para a produção de ideias. Assim, os resultados dos modelos de crescimento semiendógeno não podem ser generalizados, de modo que as políticas públicas podem acelerar o processo de convergência das economias emergentes.

A Tabela 1 resume o método e as variáveis utilizadas pelos trabalhos mencionados. No entanto, a maioria dos trabalhos para os países da OCDE se ocupam de estimar as funções de produção e de ideias, dedicando pouca atenção as interações de causa e efeito entre as variáveis das funções. Sendo assim, o propósito deste artigo será o de tentar reduzir essa lacuna na literatura empírica.

4 O método de Vetores Autorregressivos para Dados em Painel (PVAR)

O objetivo deste trabalho é o de avaliar as relações de causa e efeitos entre as variáveis das funções de produção e de ideias de modo que todas as variáveis se tornam endógenas no modelo. Portanto, o método de Vetores Autorregressivos para Dados em Painel (VAR Painel ou Panel VAR) se torna o mais apropriado. Para se obter resultados mais eficientes, também será adotada a técnica *Generalized Method of Moments* (GMM/IV) de [Arellano e Bond \(1991\)](#).

A relação dinâmica entre as variáveis dentro da metodologia de PVAR pode ser representada como:

$$Y_{it} = \phi_i + Y_{it-1}A(L) + \delta_t + \mu_{it} \quad (7)$$

onde $i = [1, \dots, 35]'$ denota um dos países da OCDE que fazem parte da amostra de dados, e $t = [1980, \dots, 2017]'$ é o período em análise.

Na equação (7), $Y_{it} = [X_{it}]'$ é um vetor de n variáveis X_{it} para estimar a função de produção de ideias e a função de produção, sendo todas as variáveis endógenas para o país i no tempo t , ϕ_i é um vetor $\kappa \times 1$ de efeitos fixos invariante no tempo, δ_t representa efeitos no tempo não observáveis, $A(\cdot)$ são matrizes $\kappa \times \kappa$ de coeficientes defasados, L é um operador de *lag*. Finalmente, μ_{it} é um vetor de erros idiosincráticos.

Segundo [Baltagi \(2008\)](#), os parâmetros da equação (7) podem ser estimados em conjunto com os efeitos fixos, mas tais estimativas seriam enviesadas mesmo com um N grande, embora que o viés seja reduzido com o aumento de T . O mesmo ocorreria se os parâmetros fossem estimados de forma independente do efeito fixo, equação por equação, por meio do método de mínimos quadrados ordinários⁴.

Para eliminar esse problema, adotamos a técnica GMM/IV de [Arellano e Bond \(1991\)](#), que é consistente mesmo quando T for pequeno. Esse procedimento, denominada também de Helmert, sugere o desvio ortogonal avançado como uma transformação alternativa para eliminar os efeitos fixos individuais, na qual subtrai a média direta das variáveis no VAR. Por exemplo, se a variável PIB *per capita* $GDP_{P_{it}}$ permite $\overline{GDP_{P_{it}}} = \sum_{s=t+1}^{T_i} GDP_{P_{is}}/(T_i - t)$ para $i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$ ser sua média direta, a transformação Helmert é

$$\widetilde{GDP}_{P_{it}} = \gamma_{it}(GDP_{P_{it}} - \overline{GDP_{P_{it}}}) \quad (8)$$

em que

$$\gamma_{it} = \sqrt{(T_i - t)/(T_i - t + 1)} \quad (9)$$

Logo, o modelo VAR painel transformado final é:

$$\widetilde{GDP}_{P_{it}} = A(L)\widetilde{GDP}_{P_{i,t-1}} + \widetilde{\varepsilon}_{it} \quad (10)$$

A equação (7) transformada é

$$\widetilde{Y}_{it} = \widetilde{Y}_{it-1}A(L) + \delta_t + \mu_{it} \quad (11)$$

Diante dessa transformação, as variáveis defasadas tornam-se ortogonais às variáveis originais e, portanto, tornam-se instrumentos válidos uma vez

⁴Vide [Nickell \(1981\)](#) e [Judson e Owen \(1999\)](#).

que não estão incluídas na transformação. Portanto, são essas relações ortogonais que fornecem as condições de momento a partir das quais o VAR painel pode ser estimado via GMM.

Com base na equação (11), o foco passa ser a estrutura autorregressiva do VAR painel com o objetivo de saber se o modelo é estável. A equação (11) pode ser reescrita como

$$B(L)\tilde{Y}_{it} = \mu_{it} \quad (12)$$

Em que $B(L) = (I_k - A(L))$

Assim, enquanto o módulo de todos os autovalores de $A(L)$ for menor que um, $B(L)$ satisfaz a condição de estabilidade e, portanto, é invertível ([LÜTKEPOHL, 2005](#)).

Desse modo, a condição de estabilidade implica que o VAR do painel é invertível e, assim, é possível obter uma representação da média móvel de vetor infinito (VMA), cuja interpretação ocorre por meio das funções de impulso-resposta e pela decomposição da variância do erro de previsão. Dessa forma, podemos escrever a VMA do PVAR, como

$$\tilde{Y}_{it} = \Phi(L)\mu_{it} \quad (13)$$

Onde $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j L^j \equiv B(L)^{-1}$

Como as funções impulso-resposta não têm interpretação causal, uma vez que os distúrbios μ_{it} estão correlacionados contemporaneamente, ou seja, um choque em uma variável pode ser acompanhado por choques em outras variáveis. Para solucionar esse problema, é implementado a decomposição de Cholesky. Isto é, depois que o VAR for estimado, os termos de erro são identificados por meio da decomposição de Cholesky para em seguida serem geradas as funções de impulso-resposta.

Suponha que temos uma matriz P , tal que $P'P = I$, onde P é uma matriz triangular inferior que permite ortogonalizar os distúrbios como $\mu_{it}P^{-1}$ e transformar os parâmetros VMA em funções de impulso-resposta ortogonalizadas $P\Phi_i$. Os intervalos de confiança da função de impulso-resposta serão estimados por meio de simulações de Monte Carlo, considerando 500 simulações com base no modelo estimado.

O resultado das estimativas obtidos por meio de modelos de VAR estruturais depende crucialmente da ordem especificada das variáveis do modelo VAR. Portanto, a escolha da ordem das variáveis do modelo seguirá a literatura exposta na primeira seção deste artigo, ou seja, a teoria do crescimento endógeno de [Romer \(1990\)](#) e [Jones \(1995\)](#). Assim, por exemplo, para a função de produção se espera que as variáveis estoque de capital, estoque de conhecimento, capital humano alocado no setor de P&D e o capital humano fora do setor de P&D determinem o PIB *per capita*. Dessa forma, qualquer alteração em alguma dessas variáveis afeta o PIB *per capita* de imediato. Por outro lado, espera-se que alteração no PIB *per capita* não impacte, pelo menos de imediato, as demais variáveis do modelo.

Com efeito, utilizando a decomposição de Cholesky, isso significa que o coeficiente do PIB *per capita* ou sua proxy equivalente deve ser ordenado por último no VAR estrutural, já que se trata da variável mais endógena do modelo. Todavia, além das variáveis mencionadas na seção anterior, será incorporado nas funções de produção e de conhecimento o gasto em P&D dos países de

forma individual e o total de gastos em P&D realizados na OCDE, sendo introduzido em cada função seguindo o critério de ordenação das variáveis no VAR, da menos endógena para a mais endógena. Na próxima seção, vamos apresentar os dados e suas fontes, bem como o tratamento realizado em cada variável.

5 Dados

Para avaliar a evidência empírica, é necessário realizar a descrição das variáveis que representam o modelo base para estimar a função de ideias de Jones (1995) e em seguida, a descrição e os procedimentos metodológicos para estimar a função de produção.

Diante da indisponibilidade de dados, algumas *proxies* serão utilizadas, de modo que os indicadores possam ser homogêneos para todos os países. Para a variável capital humano envolvida com pesquisa (*PESQ*), a *proxy* adotada será o número de pesquisadores em tempo integral. Embora se reconheça que essa *proxy* apresenta alguns problemas, uma vez que não considera os esforços em nível de empresa que geram melhorias em produtos e processos, a literatura⁵ acredita que essa *proxy* representa um índice do número de trabalhadores que criam ideias economicamente relevantes.

Para a variável estoque de ideias (*E_IDEIAS*) e o número de novas ideias economicamente úteis (*N_IDEIAS*), adota-se o número de pedidos de patentes de utilidade no Escritório Europeu de Patentes (EPO). Ambos os dados estão disponíveis no portal da OCDE. O uso dessa *proxy* está sujeito a várias críticas (GRILICHES, 1990), sendo a mais significativa o fato de que nem todas as invenções/ideias são patenteáveis ou patenteadas. No entanto, assume-se que as patentes sejam um índice razoável da atividade geral da inovação, como adotado em vários estudos⁶. O estoque de ideias é calculado a partir das contagens de patentes com base no modelo de inventário permanente, com uma taxa de obsolescência de 10%. Isto é, admite-se que há uma substituição de ideias velhas por novas.

Os dados do PIB *per capita* (*GPD_P*) e do estoque de capital (FBKF) também foram extraídos do Banco Mundial, cuja *proxy* adotada para essa última variável foi a formação bruta de capital fixo. Ambas as variáveis estão a preços constantes em U\$ de 2010.

As variáveis Gastos em P&D de cada país (*GAST_P*) e Gasto em P&D total na OCDE (*GAST_T*) são encontradas no site da OCDE-Date. A variável (*GAST_T*) será utilizada para capturar o efeito de *spillover* da organização sobre os países isoladamente, enquanto a variável (*GAST_P*) é utilizada para mesurar o impacto dos gastos em P&D de cada país sobre seu PIB *per capita* e na sua produção de ideias. A Tabela 2 resume a descrição das variáveis e suas fontes.

Algumas transformações foram feitas nas variáveis. As variáveis *PESQ* e a *FBKF* estão em proporção da força de trabalho enquanto as demais variáveis estão em proporção da população. Além disso, todas as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais, de modo que os coeficientes estimados mostram a elasticidade de cada variável analisada, e em seguida calculada a

⁵Vide Pessoa (2005) e Ulku (2007).

⁶Vide Pessoa (2005) e Ang e Madsen (2015).

Tabela 2: Descrição das Variáveis

Variáveis	Descrição das Variáveis	Fonte
PESQ	Pesquisadores no setor de P&D em tempo integral.	OCDE-Date
E_IDEIAS	Número de pedidos de patentes de utilidade no Escritório Europeu de Patentes (EPO). Calculado a partir das contagens de patentes com base no modelo de inventário permanente, com uma taxa de obsolescência de 10%.	OCDE-Date
N_IDEIAS	Número de pedidos de patentes de utilidade no Escritório Europeu de Patentes (EPO).	OCDE-Date
GPD_P	PIB <i>per capita</i>	Banco Mundial
FBKF	Formação Bruta de Capital Fixo.	Banco Mundial
GAST_P	Gasto em P&D realizado por cada país.	OCDE-Date
GAST_T	Gasto em P&D total na OCDE.	OCDE-Date
PROD1	Razão entre o PIB e o número de pessoas empregadas.	OCDE-Date
PROD2	Razão entre o PIB e as horas trabalhadas.	OCDE-Date

Fonte: Elaboração própria.

sua variação. A ordem de apresentação das variáveis no modelo foi feita considerando a literatura exposta na primeira seção deste artigo. Espera-se que todas as variáveis apresentem um impacto positivo na produção de ideias e sobre o PIB *per capita*.

O conjunto de dados tem periodicidade anual entre 1980 e 2017 e para testar a robustez dos resultados na primeira estimativa, são realizadas mais duas estimativas das funções de impulso resposta. Na primeira, a variável PIB *per capita* é substituída pela variável PROD1 e na segunda pela variável PROD2.

A OCDE também já foi chamada de “Clube dos Ricos” devido ao elevado PIB *per capita* de seus países membros, mas atualmente é composta de 38 países dos quais muitos têm um baixo PIB *per capita*. Portanto, trata-se de uma amostra de países heterogênea no que diz respeito tamanho de mercado, investimentos, nível de tecnologia, PIB, gastos em P&D, registro de patente, dentre outras variáveis importantes. Desse modo, justifica-se a escolha desse grupo de países para se observar as interações de cada variável relacionada com a tecnologia sobre a produção de ideias e sobre o PIB *per capita*, interações estas que são analisadas na próxima seção.

6 Resultados

Primeiro, são apresentados os resultados para dois testes de raiz unitária de painel. Em seguida, os resultados para a escolha do modelo utilizando os critérios de seleção de Andrews e Lu (2001). Terceiro, foi verificado a condição de estabilidade, ou seja, se os valores da matriz de coeficientes estimados são estritamente menores que um. Por fim, são realizadas as análises das funções de impulso-resposta (IRFs) para a especificação PVAR multivariada.

6.1 Testes preliminares e de especificação

Tabela 3: Teste FIV e Teste CSD: todos os países da OCDE

	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF	CD-test	P-Valor	Corr	abs
GPD	n.d.	n.d.	2,60	0,384	54,54	0,000	0,409	0,420
NIDEIAS	1,34	0,743	n.d.	n.d.	30,99	0,000	0,227	0,271
EIDEIAS	1,43	0,700	1,17	0,856	68,98	0,000	0,507	0,572
PESQ	1,18	0,847	1,19	0,840	1,64	0,000	0,034	0,144
FBKF	1,25	0,803	2,27	0,440	28,27	0,000	0,239	0,265
GAST _T	1,27	0,788	1,26	0,794	137,99	0,000	1,000	1,000
GAST _P	1,39	0,721	1,40	0,714	12,38	0,000	0,093	0,187
Média VIF	1,30		1,65					

Fonte: Elaboração própria.

Nota: n.d. indica não disponível.

Esta seção apresenta os resultados para os testes preliminares e de especificação do modelo PVAR⁷, como o teste de Fator de Inflação de Variância (VIF), de dependência transversal (teste de CSD), teste de raiz unitária e o teste Hausman.

A Tabela 3 mostra os resultados dos testes VIF e CSD para as variáveis utilizadas neste trabalho, cujos testes identificam o nível de multicolinearidade⁸ e a presença de dependência transversal⁹ nos dados em painel, respectivamente. Observa-se um baixo índice de multicolinearidade entre as variáveis, uma vez que os VIFs médios estão abaixo do valor de referência de 10 estabelecido pelo teste VIF. O teste CSD identificou a existência de dependência transversal em todas as variáveis, o que significa que os países em análises compartilham as mesmas características e choques.

A literatura recomenda que na presença de dependência transversal entre as variáveis, seja preciso verificar a estacionariedade das mesmas. É natural os dados econômicos não apresentarem estacionariedade, uma vez que não existe uma tendência clara de retorno a uma tendência linear. Contudo, segundo Enders (2008), a estacionariedade é importante para que os resultados da regressão não sejam espúrios.

Para captar a presença de raiz unitária nas variáveis, foi realizado dois testes: o teste Dickey-Fuller (ADF) aumentado do tipo Fisher e o teste Im-Pesaran-Shin. No primeiro, a hipótese nula é de que todos os painéis contêm raízes unitária e a hipótese alternativa é de que pelo menos um painel é estacionário. No teste Im-Pesaran-Shin, a hipótese nula é que todos os painéis têm raízes unitárias e a hipótese alternativa é que alguns painéis contêm raízes unitárias¹⁰.

Segundo Pesaran (2012), ambos os testes tentam mostrar a presença de raiz unitária para cada série individual em um painel, de modo que a rejeição da hipótese nula implica na estacionariedade de uma proporção estatisticamente

⁷Conforme sugerido por Koengkan e Fuinhas (2020).

⁸Vide Belsley, Kuh e Welsch (1980).

⁹Vide Pesaran (2004).

¹⁰Como se trata de painel não balanceado, não foi possível utilizar os testes Levin-Lin-Chu (LLC), Harris-Tzavalis (HT) e o teste de Hadri, que possui hipótese nula contrária aos demais testes. Pelo mesmo motivo, também não foi possível fazer uso de testes de raiz unitária de segunda geração, como o teste CIPS. Para uma breve discussão sobre os testes de raiz unitária em painel, veja Pesaran (2012).

Tabela 4: Testes de Raiz Unitária em Painel para os países da OCDE

Variáveis	Países da OCDE			
	IPS		ADF-Fisher	
	P-valor	t	P-valor	t
PESQ	0,00	-13,88	0,00	-18,01
ESCO	0,00	-19,93	0,00	-30,47
<i>E_{IDEIAS}</i>	0,00	-17,89	0,00	-25,55
<i>N_{IDEIAS}</i>	0,00	-13,04	0,00	-17,76
<i>GPD_P</i>	0,00	-15,02	0,00	-22,03
FBKF	0,00	-15,93	0,00	-28,80
<i>GAST_P</i>	0,00	-15,49	0,00	-21,16
<i>GAST_T</i>	0,00	-13,33	0,00	-16,55

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5: Testes de Seleção dos Modelos

	MBIC	MAIC	MQIC	J
1	-668,476	0,951	-257,787	294,9516
2	-432,803	13,482	-159,010	209,4824
3	-205,739	17,402	-68,843	115,4028

Fonte: Elaboração própria.

significativa das unidades e não necessariamente todas. A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis em foco.

A partir dos resultados encontrados, pode-se concluir que a hipótese nula é rejeitada em ambos os testes, o que indica que uma proporção significativa da série de coeficientes de todas as variáveis é estacionária. Além disso, o teste de Hausman foi realizado para verificar a heterogeneidade do modelo, cujo resultado mostrou que o modelo de efeitos fixos é o melhor estimador. Condição essencial para a estimação do PVAR, embora não necessária.

Por não fazer distinção entre variáveis endógenas ou exógenas na estimativa, o VAR Painel é uma metodologia ateórica, o que pode gerar causalidade bilateral. Diante disso, é importante definir o número de defasagens dos modelos a serem estimados. Segundo Enders (2008), o ideal é utilizar a menor quantidade de defasagens possível para que não se tenha problemas com a utilização de muitos graus de liberdade ou de especificação do modelo.

Para definir o melhor número de defasagens dos modelos, foi utilizado os critérios de Andrews e Lu (2001), a informação Bayesiano modificado (MBIC), o Akaike modificado (MAIC) e o Hannan-Quin modificado (MQIC). A seleção do modelo foi calculada para VARs de primeira a terceira ordem usando quatro defasagens para as variáveis como instrumentos, cujo resultados sugeriram uma defasagem para todos os modelos estimados. Tais resultados são mostrados na Tabela 5. Além disso, a estatística J de Hansen são maiores para uma defasagem. Diante desses resultados, a escolha foi utilizar o modelo mais parcimonioso, conforme Andrews e Lu (2001), com uma defasagem.

Em seguida, o modelo PVAR foi ajustado com base nesses critérios e estimado por meio do método GMM. Não obstante, como se têm ausência de

dados para algumas variáveis, o número de observações diminui à medida que cresce a ordem de defasagens das variáveis incluídas como instrumentos. Diante disso, para melhorar a estimativa, as funções de produção e de ideias foram estimadas utilizando o comando “GMM-style”, conforme proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Com efeito, as defasagens do instrumento com valores ausentes são substituídas por zeros, o que aumenta a amostra resultando em estimativas mais eficientes. Diante disso, serão analisados apenas os resultados obtidos por esse estimador.

Como todas as variáveis são endógenas no VAR Painel, as funções estimadas não têm constante e os dois modelos são estimados simultaneamente. Dessa forma, as mesmas variáveis que impactam no PIB *per capita*, também geram efeitos na produção de ideias, de modo que se pode afirmar que o segundo modelo é uma variação do primeiro.

A ordenação de Cholesky sugere que as variáveis sejam ordenadas da mais exógena para a menos exógena, assim as variáveis menos exógenas são o FBKF e *E_IDEIAS*, sendo portanto, inseridas por último no PVAR estimado. Portanto, com base na teoria econômica exposta na segunda seção e considerando o critério de ordenação de Cholesky, a ordem dos modelos adotada será: *GAST_T*, *GAST_P*, *PESQ*, *N_IDEIAS*, *E_IDEIAS*, *FBKF* e *GPD_P*. Para a função de produção de ideias, o PVAR estima simultaneamente invertendo a ordem com a variável *N_IDEIAS* no início.

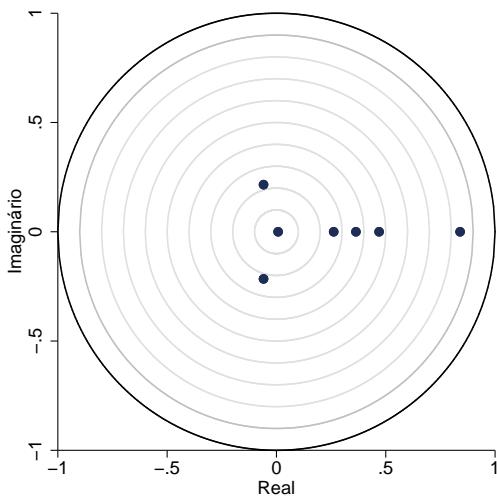
Com efeito, ordenação de Cholesky determina que a última variável sofra impacto imediato de todas as demais variáveis. Por outro lado, espera-se que a primeira variável não sofra impacto contemporâneo das demais variáveis. Como pode ser visto nas funções impulsos respostas estimadas, Figura 1, o choque sobre a variável *GPD_P* sempre se inicia em um ponto diferente de zero, assim como um choque sobre a variável *GAS_T* sempre se inicia em um ponto igual a zero, menos para ela mesmo defasada. No entanto, para garantir a robustez dos achados empíricos, foi estimado o PVAR com outras ordenações das variáveis, cujos resultados foram similares a primeira ordenação. Desse modo, a interpretação dos resultados ocorrerá diante dessa ordenação já especificada.

Por fim, no que diz respeito a condição de estabilidade, como pode ser visto na Figura 1, todas as raízes da matriz complementar estão dentro do círculo unitário, atendendo a esta condição para todas as amostras em análise.

6.2 Discussão dos Resultados

Os testes realizados na seção anterior indicam a presença de baixo índice de multicolinearidade, dependência cross-section, estacionariedade nas variáveis em primeira diferença, presença de efeitos fixos no modelo PVAR e a necessidade de um *lag* para estimar as regressões. Tendo em vista que foram atendidas as condições necessárias para estimar o modelo PVAR-GMM, as funções de impulso-respostas (FIR) foram estimadas.

A primeira e quarta colunas da Figura 2, mostram as funções de impulso-resposta para as funções de produção e de ideias respectivamente, para quinze períodos, de acordo com o choque de um desvio-padrão em uma variável específica. A região sombreada delimita um intervalo de confiança ao nível de 5% de significância, calculado a partir de 500 simulações de Monte Carlo. Além disso, observa-se que todas as variáveis convergem para o equilíbrio

Figura 1: Condição de Estabilidade

Fonte: Elaboração própria.

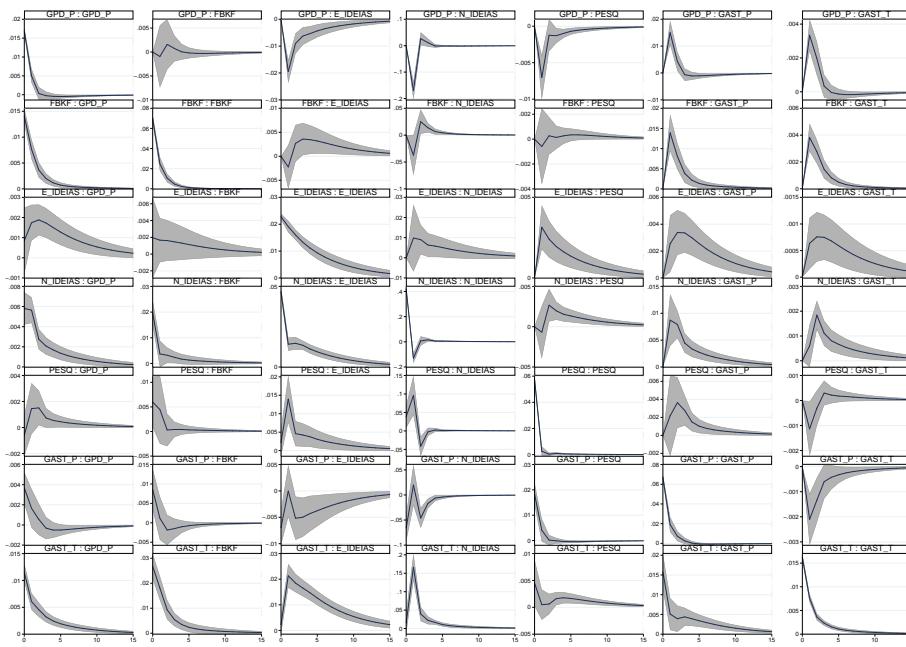
(para zero) após um período de choque, confirmado que as variáveis do modelo são estacionárias.

A análise para os 35 países da OCDE, mostram que embora um choque positivo de um desvio-padrão na variável capital humano alocado no setor de pesquisa provoque um efeito positivo sobre o PIB *per capita*, esta não se apresenta estatisticamente significativa. Porém, o mesmo efeito não se observa sobre a produção de ideias que apresentou um efeito positivo e forte no primeiro ano, apresentando uma queda rápida antes de retornar ao estado estacionário, mas tendo um resultado líquido positivo. Embora seja um efeito de curto prazo, esse resultado é semelhante ao encontrado por [Pessoa \(2005\)](#) e por [Ulku \(2007\)](#) por meio de outros métodos.

[Luintel e Khan \(2009\)](#), mostram que a produção de novas ideias é muito heterogênea entre os países da OCDE e seu efeito tende a se tornar maior quanto maior o número de pesquisadores alocados no setor de P&D. Resultado este, também encontrado por [Diebolt e Hippe \(2019\)](#). Por outro lado, [Bloom et al. \(2020\)](#) argumentam que embora os esforços de pesquisas estejam aumentando significativamente, a produtividade do setor de pesquisa tem caído resultando em um crescimento econômico constante, contrariando [Romer \(1990\)](#).

Por outro lado, um choque positivo de um desvio-padrão nas variáveis novas ideias e estoque de ideias com obsolescência de 10%, têm efeitos positivos e prolongados sobre o PIB *per capita*. Esse é um resultado importante, uma vez que sendo o capital humano alocado no setor de pesquisa responsável pela produção de ideias, pode significar que o efeito desse capital humano sobre o PIB ocorre de forma indireta por meio do processo de acumulação de ideias, que como pode ser visto na terceira coluna, a variável *PESQ* tem um efeito positivo sobre o estoque de ideias.

Também se observa que as novas ideias têm uma relação positiva e prolongada com o estoque de ideias acumulado com obsolescência, o que sinaliza um impacto persistente no tempo dessa variável. Além disso, ambos os coe-

Figura 2: Funções de impulso-respostas da Função de Produção de Ideias

Fonte: Elaboração própria.

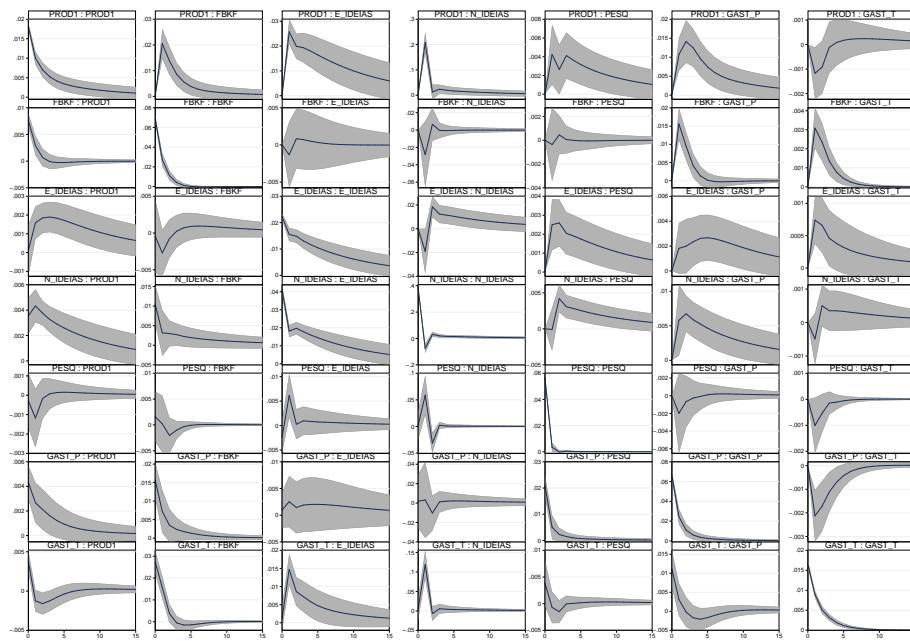
ficientes são estatisticamente significativos a 1%. Tais resultados, corrobora com os achados de Pessoa (2005) e se diferenciam dos encontrados por Porter e Stern (2000).

No mesmo sentido, um choque positivo nos gastos com P&D domésticos também têm efeitos positivos sobre o PIB *per capita*, mas não sobre a produção de ideias, cujos coeficientes se mostraram estatisticamente significativos a 1% e 5%, respectivamente. Dado que na amostra se têm países ricos com elevados estoques de conhecimento, o gasto em P&D de cada país parece ter um impacto limitado na produção de novas ideias, o que talvez não se verifique no caso dos países com baixo estoque de ideias.

Çetin (2013) encontra resultados similares para um grupo de países diferentes. O autor mostra que existe uma relação importante entre crescimento econômico e inovação para um grupo de países europeus, sendo o gasto em P&D uma variável importante para a inovação. Já Pessoa *et al.* (2007), mostra que embora positivo, o gasto em P&D não tem um impacto tão forte sobre o crescimento econômico, devendo o país explorar outras fontes de difusão de conhecimento.

Um choque positivo na variável gastos em P&D total na OCDE, geram *spillovers* positivos sobre os demais países, sendo maior sobre a produção de conhecimento, embora seja mais prolongado sobre o PIB *per capita*. Por isso, além dos canais de difusão de tecnologia mostrados por Ang e Madsen (2015), os gastos em P&D parecem ser outra fonte de difusão de conhecimento.

Esses dois últimos resultados indicam uma espécie de paradoxo, isto é, se um país sozinho tentar aumentar a produção de tecnologia aumentando seus gastos em P&D, os resultados serão limitados ou até negativos. Por outro lado, se uma grande parte dos países aumentarem seus gastos em P&D, isso gera uma externalidade positiva que provoca um ganho para uma grande parte dos

Figura 3: Funções de impulso-respostas com a Produtividade (PIB/Emprego)

Fonte: Elaboração própria.

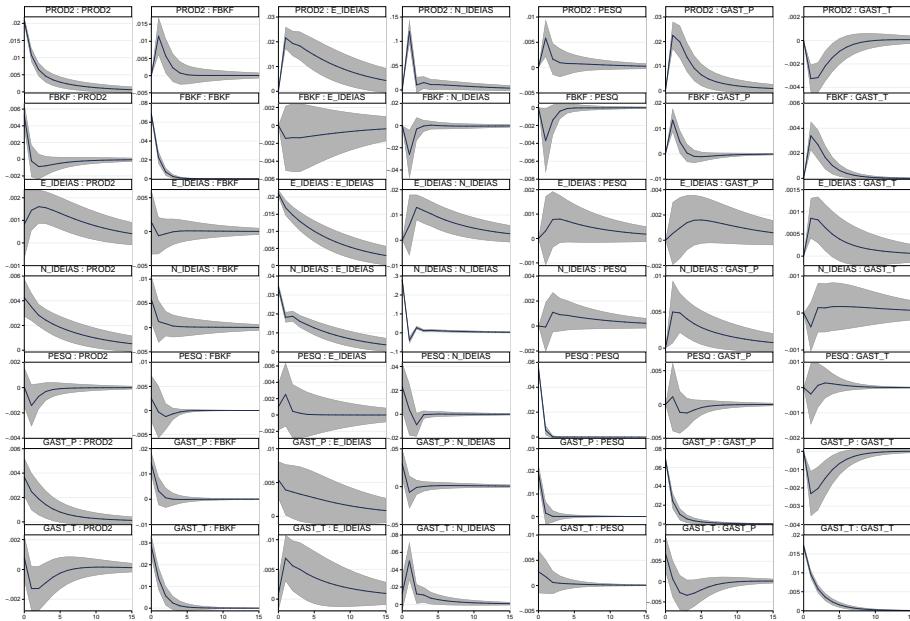
países na produção de ideias. Isso sinaliza que existe um transbordamento de tecnologia entre as economias da OCDE e que pode ser mais produtivo imitar a tecnologia do que criar uma ideia totalmente nova, como afirma Segerstrom (1991).

Um choque na variável capital físico (*FBKF*) tem um efeito positivo contemporâneo sobre o PIB *per capita*, impactando a renda até o quarto ano, quando alcança o estado estacionário. Em relação à produção de novas ideias, a *FBKF* tem um efeito contemporâneo negativo e se torna positivo no segundo ano. No entanto, o efeito líquido é nulo. Esse resultado se diferencia dos encontrados por Dias e Tebaldi (2012), em que o crescimento econômico de longo prazo é explicado, em parte, pelo capital físico. Como visto, o efeito dessa variável foi de curto prazo.

Com o objetivo de testar a robustez dos resultados encontrados, o VAR painel foi estimado novamente substituído a variável *GPD_P* pela *PROD1*, em seguida substituindo-a pela variável *PROD2*, duas variáveis relacionadas com a produtividade da economia. Espera-se que as funções impulso respostas apresentem efeitos similares diante dos mesmos choques anteriores, uma vez que as variáveis relacionadas com a tecnologia aumentam a produtividade da economia e que esta, por sua vez, aumenta o PIB *per capita*.

No caso da variável *PROD1*, ou seja, a razão entre a produção e o número de pessoas empregadas, a hipótese é que a tecnologia proporcione um impacto positivo no sentido de tornar o trabalhador mais produtivo. Já para a variável *PROD2* que mostra a produção por horas de trabalho, parte-se da hipótese que um choque positivo nas demais variáveis aumente a produtividade por hora trabalhada. As Figuras 3 e 4 mostram as funções de impulso respostas para essas duas variáveis de interesse, respectivamente. As funções de impulso resposta de ambas as Figuras, no geral, são muito parecidas com

Figura 4: Funções de impulso-respostas com a Produtividade (PIB/Horas Trabalhadas)



Fonte: Elaboração própria.

as funções de impulso resposta da Figura 2, o que mostra um certo grau de confiança nos resultados encontrados anteriormente.

No entanto, existem algumas diferenças que não comprometem a robustez dos resultados mas que vale a pena observar. Primeiro, os efeitos dos choques são mais intensos sobre o PIB do que as variáveis de produtividade. Segundo, os resultados dos choques da variável *GPD_P* sobre as demais variáveis são diferentes dos resultados encontrados para um choque na variável *PROD1* ou *PROD2*. Terceiro, as funções de impulso respostas estimadas considerando as variáveis *PROD1* ou *PROD2* são praticamente idênticas em trajetórias, mas se diferenciando no tamanho do impacto. Quarto, o choque de um desvio padrão na variável *PESQ* têm efeitos negativos sobre a produtividade, mas positivo sobre o PIB. Todavia, essa variável se mostrou estatisticamente não significativa para um intervalo de confiança de 95%

Por fim, um choque de um desvio padrão na variável *spillover*, embora tenha efeitos contemporâneos positivos sobre a produtividade, torna-se negativo antes de retornar ao estado estacionário. Por outro lado, o efeito da difusão da tecnologia parece ser maior sobre o PIB, uma vez que ele é todo positivo antes de retornar ao seu estado estacionário.

No que diz respeito aos efeitos sobre a produção de novas ideias, tem-se funções de impulso respostas também similares para todas as situações consideradas, mas também apresentando algumas diferenças que não comprometem a robustez dos resultados. Por exemplo, observa-se que a variável estoque de conhecimento tem um efeito do tipo *standing-on-the-shoulders*, ou seja, que facilita a produção de novas ideias e tem um efeito persistente no tempo, alcançando o estado estacionário a partir do décimo ano. Esse resultado é respaldado pela teoria do crescimento endógeno de primeira geração,

Romer (1990) e Jones (1995), uma vez que a produção de novas ideias aumenta em virtude do estoque de ideias acumulado. No entanto, tem-se um resultado contraditório em relação ao impacto das variáveis de produtividade e do PIB *per capita* sobre a produção de novas ideias. Enquanto um choque nas variáveis de produtividade tem um efeito forte e positivo sobre a produção de conhecimento, um choque no PIB *per capita* tem um efeito forte e negativo na produção de novas ideias. Assim, o efeito neutro entre inovação e crescimento econômico encontrado por Belazreg e Mtar (2020) parece não se confirmar nos resultados encontrados nesta pesquisa.

7 Conclusões e Implicações de Políticas

O presente artigo procurou avaliar as interações de impulso-repostas de choques nas variáveis das funções de produção e de ideias a partir do método de *Panel Data Vector Autoregressive* (PVAR). A fundamentação teórica dessas funções se baseia, sobretudo, na teoria do crescimento endógeno de Romer (1990) e Jones (1995). Esses modelos de primeira geração mostram que tanto o PIB *per capita* quanto a acumulação de ideias dependem do estoque de ideias do passado e do número de pesquisadores empregados no setor de pesquisa. Em suma, o objetivo deste artigo foi tentar mostrar se um choque favorável nessas variáveis e em outras, como o gasto em P&D, geram um efeito positivo sobre as variáveis de interesse.

No geral, a teoria do crescimento endógeno de primeira geração encontra apoio nos resultados da presente pesquisa. Praticamente todas as variáveis apresentaram o efeito esperado tanto para o PIB *per capita* quanto para a produção de novas ideias, exceto para os gastos em P&D doméstico.

A suposição de Romer de que políticas públicas no sentido de incentivar a produção de ideias pode contribuir para o crescimento econômico tem respaldo empírico no gasto total da OCDE, de modo que um aumento do gasto em P&D tende a gerar *spillovers* positivos. Todavia, a afirmação de Romer não encontra apoio quando a variável em foco é o gasto em P&D doméstico, de modo que um aumento no gasto em P&D tende a gerar efeitos positivos sobre o PIB, mas negativos na produção de conhecimento.

Nossos resultados sugerem que os países da OCDE devem implementar políticas econômicas que tenham por objetivo facilitar ou acelerar o processo de difusão tecnológica derivados dos gastos em P&D dos países inovadores, bem como pelo processo de acumulação de capital fixo. Se por um lado nossos resultados sinalizam que o investimento em capital humano no setor de pesquisa pode aumentar a produção de novas ideias, por outro lado, a literatura mostra que o investimento em capital humano pode contribuir para absorver de forma mais rápida o conhecimento estrangeiro, acelerando a difusão do conhecimento entre tais economias.

No entanto, os resultados encontrados nesta pesquisa geram inquietações que podem ser mais bem exploradas em outros estudos, seja pelo mesmo método utilizado ou por outras metodologias, em especial na questão do gasto em P&D e nos *spillovers* estrangeiros. Por exemplo, este trabalho não separa o gasto em P&D do setor privado e do setor público, além disso não faz a discriminação dos efeitos de *spillovers* de gastos realizados nos países de alta e de baixa renda da OCDE, dos gastos realizados fora da OCDE. Outra ausência são os *spillovers* derivados do estoque de ideias da OCDE e de outros

países fora da OCDE. Essas questões podem ser abordadas em um novo artigo e, portanto, ficam como sugestões de pesquisas futuras.

Referências

- ABRIGO, Michael R. M.; LOVE, Inessa. Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, v. 16, n. 3, p. 778–804, 2016.
- AGHION, Philippe *et al.* Competition and innovation: An inverted-U relationship. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 120, n. 2, p. 701–728, 2005.
- AGHION, Philippe *et al.* Competition, imitation and growth with step-by-step innovation. *The Review of Economic Studies*, v. 68, n. 3, p. 467–492, 2001.
- AGHION, Philippe *et al.* The causal effects of competition on innovation: Experimental evidence. *The Journal of Law, Economics, and Organization*, v. 34, n. 2, p. 162–195, 2018.
- AGHION, Philippe; HOWITT, Peter. *A model of growth through creative destruction*. [S. l.], 1990.
- AGHION, Philippe; HOWITT, Peter. *The economics of growth*. Cambridge, MA: MIT, 2008.
- ANDREWS, Donald W. K.; LU, Biao. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, v. 101, n. 1, p. 123–164, 2001.
- ANG, James B.; MADSEN, Jakob B. What drives ideas production across the world? *Macroeconomic Dynamics*, v. 19, n. 1, p. 79, 2015.
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991.
- BALTAGI, Badi. *Econometric analysis of panel data*. Chichester: John Wiley & Sons, 2008.
- BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, Xavier I. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223–251, 1992.
- BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, Xavier I. *Economic growth*. Cambridge, MA: MIT, 2003.
- BELAZREG, Walid; MTAR, Kais. Modelling the causal linkages between trade openness, innovation, financial development and economic growth in OECD Countries. *Applied Economics Letters*, v. 27, n. 1, p. 5–8, 2020.

- BELSLEY, David A.; KUH, Edwin; WELSCH, Roy E. Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity. *Probability and Mathematical Statistics*, 1980.
- BLOOM, Nicholas *et al.* Are ideas getting harder to find? *American Economic Review*, v. 110, n. 4, p. 1104–44, 2020.
- ÇETİN, Murat. The hypothesis of innovation-based economic growth: a causal relationship. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, n. 11, p. 1–16, 2013.
- DIAS, Joilson; TEBALDI, Edinaldo. Institutions, human capital, and growth: The institutional mechanism. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 23, n. 3, p. 300–312, 2012.
- DIEBOLT, Claude; HIPPE, Ralph. The long-run impact of human capital on innovation and economic development in the regions of Europe. *Applied Economics*, v. 51, n. 5, p. 542–563, 2019.
- ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2008.
- GRILICHES, Zvi. *Patent statistics as economic indicators: 1990*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1990.
- GROSSMAN, Gene M.; HELPMAN, Elhanan. Endogenous innovation in the theory of growth. *Journal of Economic Perspectives*, v. 8, n. 1, p. 23–44, 1994.
- GROSSMAN, Gene M.; HELPMAN, Elhanan. *Innovation and growth in the global economy*. Cambridge, MA: MIT, 1991.
- HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWHEY, Whitney; ROSEN, Harvey S. Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, p. 1371–1395, 1988.
- JONES, C. I. R&D-Based Models of Economic Growth. *Journal of Political Economy*, v. 103, p. 759–784, 1995.
- JUDSON, Ruth A.; OWEN, Ann L. Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters*, v. 65, n. 1, p. 9–15, 1999.
- KOENGKAN, Matheus; FUINHAS, José Alberto. The interactions between renewable energy consumption and economic growth in the Mercosur countries. *International Journal of Sustainable Energy*, v. 39, n. 6, p. 594–614, 2020.
- LOVE, Inessa; ZICCHINO, Lea. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 46, n. 2, p. 190–210, 2006.
- LUCAS JR, Robert E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3–42, 1988.

- LUINTEL, Kul B.; KHAN, Mosahid. Heterogeneous ideas production and endogenous growth: an empirical investigation. *Canadian Journal of Economics*, v. 42, n. 3, p. 1176–1205, 2009.
- LUINTEL, Kul B.; KHAN, Mosahid. Ideas production and international knowledge spillovers: digging deeper into emerging countries. *Research Policy*, v. 46, n. 10, p. 1738–1754, 2017.
- LÜTKEPOHL, Helmut. *New introduction to multiple time series analysis*. Cham: Springer, 2005.
- NICKELL, Stephen. Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, p. 1417–1426, 1981.
- PESARAN, M. Hashem. *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA), 2004. (IZA Discussion Paper No. 1240).
- PESARAN, M. Hashem. On the interpretation of panel unit root tests. *Economics Letters*, v. 116, n. 3, p. 545–546, 2012.
- PESSOA, Argentino. “Ideas” driven growth: the OECD evidence. *Portuguese Economic Journal*, v. 4, n. 1, p. 46–67, 2005.
- PESSOA, Argentino *et al.* *Innovation and Economic Growth: What is the actual importance of R&D?* [S. l.], 2007.
- PORTER, Michael E.; STERN, Scott. *Measuring the “ideas” production function: Evidence from international patent output*. [S. l.], 2000.
- ROMER, Paul M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, 5, Part 2, s71–s102, 1990.
- SEGERSTROM, Paul S. Innovation, imitation, and economic growth. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 4, p. 807–827, 1991.
- SOLOW, Robert M. Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, p. 312–320, 1957.
- ULKU, Hulya. R&D, innovation and output: evidence from OECD and non-OECD countries. *Applied Economics*, v. 39, n. 3, p. 291–307, 2007.

DEMAND-DRIVEN TRAINING AND JOB TURNOVER: THE EFFECTS OF BRAZIL'S PRONATEC-MDIC AT FIRM AND WORKER LEVEL

RODRIGO QUINTANA *
TULIO CRAVO †

Resumo

Este artigo estuda o impacto de um programa de treinamento solicitado pelas empresas na rotatividade de empresas e trabalhadores. O modelo de diferenças-em-diferenças mostra que a aprovação do curso está associada a uma maior rotatividade no curto prazo ao considerar trabalhadores participantes. O efeito se dissipa no terceiro ano, sugerindo que as empresas levam tempo em ajustar seu estoque de trabalhadores após o curso. As estimativas do modelo de duração sugerem que os trabalhadores que concluem o treinamento têm uma taxa reduzida de desligamento do empregador e sugerem um tempo no emprego mais longo. Os trabalhadores que se desligam do empregador após concluirem o treinamento encontram um novo emprego em um ritmo mais rápido, contudo, são necessárias mais evidências para melhor entender se a mudança é para um emprego melhor.

Palavras-chave: educação e treinamento; rotatividade; capital humano.

Abstract

This paper explores the impact of a demand-driven training program on labor turnover at firm and worker level. Difference-in-difference estimates show that having a course approved is associated with higher turnover in the short run when considering participating workers. The effect dissipates in the third year, suggesting that it takes time for firms to adjust their labor stock after course demand. Duration model estimates find that workers who complete training have a reduced rate of separation from employer and suggest a longer job tenure. Workers that separate from their employer after completing the training find a new job at a quicker pace, but further research is needed to understand whether the job change is for a better job.

Keywords: education and training; turnover; human capital.

JEL classification: J24, J63, P46

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea171127>

* The Nature Conservancy. E-mail: quin.rod@gmail.com

† Organização Internacional do Trabalho, Escritório Regional para América Latina e o Caribe, Lima, Peru. E-mail: cravo@ilo.org

1 Introduction

Two features of the labor market in Brazil are high job turnover and stagnant labor productivity. Recent evidence shows that labor productivity has been slowly growing at 1.1% per year in the past decade ([IPEA, 2015](#)) and that 49.5% of formal workers switched jobs in 2013 ([ROCHA; PERO; CORSEUIL, 2019](#)). Turnover in Brazil is high even compared to international standards [Corseuil, Foguel, Gonzaga, and Ribeiro \(2013\)](#) and [Gonzaga \(2003\)](#) and has been increasingly high for young workers¹. Thus, the launch of the Brazilian Technical and Vocational Education and Training (TVET) called *Programa Nacional de Ensino Técnico (Pronatec)* in 2011, where participants choose the courses they wish to pursue, raised expectations on the impact of a massive TVET program that might affect turnover and productivity.

This paper intends to contribute to the literature by assessing for the first time how skill enhancement is associated with turnover at firm and worker levels. It does so by evaluating the impact of the demand-driven TVET version of Pronatec launched in 2014 by the Ministry of Development, Industry and Trade (Pronatec-MDIC), which allows firms to demand courses taken by their workers. Specifically, we look at how turnover may affect firms and generate spillover effects for workers.

There is widespread theoretical recognition that skill enhancement within a firm can contribute to minimizing turnover and increasing productivity. The theory of learning by doing suggests that as workers get trained on the job, they absorb firm-level knowledge, accumulate experience, stay longer in a firm, and become more productive [Arrow \(1962\)](#) and [Becker \(1993\)](#). This pathway may provide firms incentives to invest in training as a means to diminish turnover and increase firm-level productivity. However, empirical evidence on the relationship between learning and turnover remains scant ([CHIANG, 2004](#); [ROCHA; PERO; CORSEUIL, 2019](#)).

Existing quasi-experimental evaluations of Pronatec focus on assessing regular labor market outcomes, such as employment and wages. An evaluation of Pronatec² by [Barbosa, Porto, and Liberato \(2016\)](#) suggests it is ineffective in putting students to work. Workers who complete the training do not present higher employment probabilities or returns than those who do not get training. The launch of Pronatec-MDIC in 2014 by the Ministry of Development, Industry and Trade (MDIC in Portuguese) furthered the debate. [O'Connel et al. \(2017\)](#) show that allowing employers to signal course demands increases employment probability but does not induce major wage gains.

Despite these initial efforts to evaluate Pronatec, none of the studies explores the impact of training on labor turnover at firm and worker levels. The evidence on labor turnover in Brazil is limited to [Corseuil, Foguel, and Gonzaga \(2019\)³](#), who find fewer dismissals and admissions of workers after

¹High youth turnover is concentrated in younger workers (ages 18–24) with low schooling (up to lower secondary school) who earn low wages, which makes them easily substitutable. The proportion of young workers' separations due to substitutions for workers of the same age group was 65% in 2010 compared to 53% in 1996 ([CORSEUIL; FOGUEL; GONZAGA; RIBEIRO, 2013](#)).

²Between 2014 to 2016, the most common Pronatec enrolled 1,261,434 students while Pronatec-MDIC enrolled 172,023 students. In the case of apprenticeship law 402,683 workers were hired under this scheme in 2014 compared to 367,900 in 2016.

³[Corseuil, Foguel, and Gonzaga \(2019\)](#) assess the impact of training on labor turnover but limited

completing an apprenticeship program compared to other temporary workers.

This paper aims to fill this gap. It measures the impact of having a course approved on labor turnover at firm level, and of course enrollment and completion on job tenure at worker level. We assessed the possibility of creating treated and control groups based on exogenous administrative reasons such as non-participation due to class cancellation or oversubscription, but these cases were too low. Additionally, at firm level, there is no clear criterion to approve course demands. Firms more likely to be selected are, on average, large and may have an incentive to secure workers trained by them. To minimize this selection bias, we employ Propensity Score Matching (PSM) ([HECKMAN; ICHIMURA; TODD, 1997](#)) estimations to create groups of firms and workers that demand and participate in the training program that are comparable to those firms and workers with similar characteristics who do not. Difference-in-differences (DID) and duration models are used to shed light on the impact of Pronatec-MDIC on turnover.

To this end, we match the administrative data of Pronatec-MDIC applications of firms and workers for the years 2014-2016 to the Annual Report of Social Information (annual labor registry and RAIS in Portuguese) from 2011 to 2017⁴. Putting together this dataset was no small achievement. It required merging course demand and approval from 2014-2016 at firm and student level that called for clinical examination of dates, status, and differentiating duplicates from errors. The biggest challenge – and what sets apart this database from ([O'CONNEL et al., 2017](#)) was to map class IDs created from firm's demands, allowing us to link the specific firm demand to the training class consequently created and to workers who took it. Once mapped, we use the dataset to link class IDs with student IDs and their employment records using RAIS for 2011-2017. The result is a comprehensive database that enables us to track employment and firm dynamics before and after Pronatec participation between 2014 and 2016 at firm and workers' level.

The remainder of the paper is structured as follows. In section two we discuss the literature on the impact of skill enhancement on labor market outcomes, with a special focus on labor turnover. In the third section we briefly describe the statistics of firms and workers that apply to the program. In the fourth section we describe the methodology and present the results in the fifth section. Finally, we conclude and provide policy implications for TVET policy design in Brazil.

2 Background

The main conclusion arising from the literature is that supply-driven training programs yield heterogeneous results ([CARD; KLUVE; WEBER, 2010](#)). In 1986, the U.S. Department of Labor created the largest randomized evaluation of a supply-driven training, the Job Training Partnership Act ([DOOLITTLE et al., 1993](#)). This study spearheaded efforts to generate a credible estimate of what

to the context of the apprenticeship law and restricted to young workers with no prior experience. Launched in 2000, the law provides a 6-percentage point tax break in payroll to firms that offer 2-year contracts to young individuals between 14 and 24 years of age while promoting in-class and on-the-job training conditioned on offering the program to between 5% and 15% of their workforce.

⁴Annual Social Information Report (RAIS), from the Brazilian Ministry of Labor (MTE).

would happen to beneficiaries receiving training in the absence of it. Its focus was to assess the impact of training on two common labor market outcomes: employment and wages. In this case, having access to training increased the percentage of women employed by 2.1 p.p. and that of men by 2.8 p.p., 18 months after the program ended. It also rose the 18-month wages of adult women by 7.2 percent, but not that of adult men ([DOOLITTLE et al., 1993](#)).

In Latin America, randomized evaluations of hybrid programs in the short-, medium-, and long-term have taken place in Colombia, the Dominican Republic, Uruguay, and Argentina. In Colombia, [Attanasio, Kugler, and Meghir \(2011\)](#) found that participating in *Jóvenes en Acción*, a 3-month vocational training combined with a 3-month apprenticeship, increases the probability of formal employment and higher wages in the short term. A subsequent study shows that unemployed poor female workers with age between 18 and 25 earn sustained higher wages 10 years after the intervention. Program participation of men has similar effects on employment but does not induce higher wages ([ATTANASIO; GUARÍN, et al., 2017](#)).

In the Dominican Republic, participating in *Juventud y Empleo*, a program consisting of technical and vocational courses followed by an internship, led to positive impacts on wages but not on employment one year later ([CARD; IBARRARAN, et al., 2011](#)). More recently, the program documents persistent effects on the formality of employment 6 years after graduating but did not find effects on overall employment ([IBARRARÁN et al., 2018](#)). Finally, it finds a widening employability gap between participating male students, who obtain an 8 p.p. increase in employment but see no wage gains. Women do not experience any impact in either outcome.

In line with these results, a medium-term randomized controlled trial (*RCT*) of *Entra21*, a program in Córdoba, Argentina that combines technical and life-skills training with internships, estimates employment increases of 8 p.p., with wages being 40 percent higher than the control group 1.5 years after the program ([ALZÚA; CRUCES; LOPEZ, 2016](#)). However, the effects remain stable for men but dissipate for women 3 years later. A study in Uruguay also estimates that participating in *Yo Estudio y Trabajo*, a 1-year apprenticeship program in public enterprises, increases the probability of finding a job within 2 years, but only for a specific age cohort ([ARAYA; RIVERO, 2016](#)). Students with age between 18 and 19 who did not hold a formal job before were 9 p.p. more likely to find employment.

For Brazil, an initial evaluation of the supply-driven version of Pronatec, which does not consider market demand, indicates that it is ineffective in inserting unemployed workers into the labor market. [Barbosa, Porto, and Liberato \(2016\)](#) estimate the reinsertion probability of workers who were unemployed in 2011 and graduated from short-term (*FIC*) Pronatec courses. It finds that access to training does not positively affect the employment probability of students who complete training vis-à-vis those who register but do not receive enrollment confirmation. Thus, as mentioned before, the studies about supply-driven training present heterogeneous results.

Demand-driven training, on the other hand, responds to the needs of the market and adjusts to the needs of trainees. It allows firms and beneficiaries to suggest and select the training they wish to have delivered and even select providers that better suit their needs. The few evaluations that have explored the effect of demand-driven training in Brazil have also assessed employment probability and earnings with favorable results. [O'Connel et al. \(2017\)](#) exploit

the program design of Pronatec-MDIC and employ a difference-in-differences strategy. They find that participation increases the probability of employment by 2 to 3 percentage points in the year after program completion without affecting earnings.

The literature on the impact of training focuses on the impact on workers rather than on firms, and scant evidence is available on the effect of training on firms ([WOODRUFF, 2018](#)). One of the few studies is [Corseuil, Foguel, and Gonzaga \(2019\)](#), who assessed the impact of changes in the Apprenticeship Law on total turnover⁵. The law states that firms can hire young workers under a two-year apprenticeship contract and indicate which intensive in-classroom courses they should take in exchange for payroll subsidies. Exploiting a change in the eligible age criteria and employing a partially fuzzy regression discontinuity design (*RDD*) and adjusted matching method, the authors find that demand-driven training decreases turnover at worker level in the short and medium term. After controlling for determinants of program participation, the number of dismissals decreases by 37.9% after 2–3 years and by 20.9% after 3–5 years. Similarly, hiring was 16.7% lower than temporary contracts 2–3 years after and 20.6% lower 4–5 years later.

Evidence of whether Pronatec beneficiaries switch jobs more quickly (or not) is non-existent to the best of our knowledge. This paper intends to fill this gap by assessing the impact of Pronatec-MDIC on worker turnover at firm level and understanding the possible interplay between turnover and productivity in Brazil, as suggested by [Rocha, Pero, and Corseuil \(2019\)](#). Estimating whether training influences how long workers remain in the firm is important to understand the implications for firm-level productivity.

Models of job turnover claim that turnover does not necessarily generate bad outcomes according to [Jovanovic \(1979b,a\)](#). It can either improve job matching as information about the job and the candidate is revealed in the first months after placement, or it can worsen the possibility of accumulating human capital difficult to teach in classrooms, such as firm-specific and non-cognitive skills.

Firms with higher levels of turnover may compromise the learning accumulation of their workers and their productivity as a consequence. High turnover may be associated with low levels of commitment and training, from both the workers' and firms' side. Thus, if firms invest in their employees, they may have fewer incentives to dismiss them and replace them with other workers, allowing them to stay longer. However, the opposite can be true. A recent paper by [Rasul et al. \(2020\)](#) shows that demand-driven vocational training for youth induces higher rates of job-to-job offers in the manufacturing and service sectors, potentially increasing labor turnover. Whether investing in training of workers affects turnover is an important empirical question this study seeks to analyze.

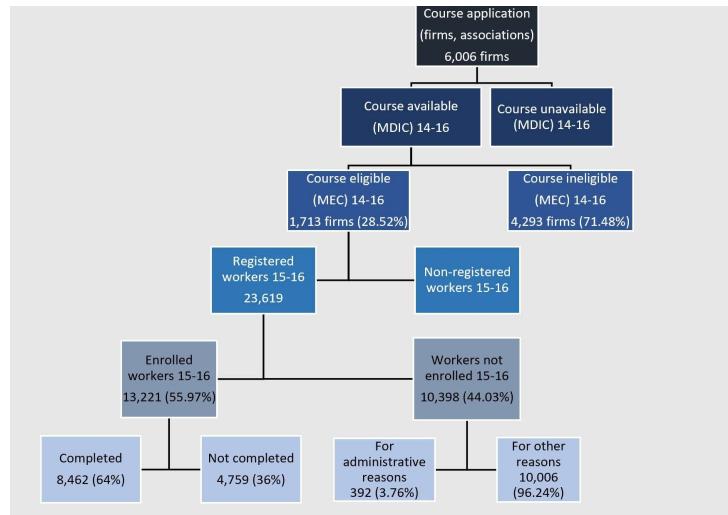
Thus, skill enhancement within a firm can contribute to minimizing turnover and increasing productivity if workers who receive training stay longer, assuming the firm does not need to replace them with other more capable workers, thus diminishing turnover. However, skill enhancement can increase turnover if training facilitates job-to-job movements. Better understanding

⁵From 2000–2005 only individuals 14 to 17 years of age were eligible to the program. From 2005 onward, individuals 14 to 24 years old became eligible.

turnover dynamics can provide important insights for future research on how training might impact productivity.

3 Data and descriptive statistics

Figure 1: Overview of the protocol for course request



Source: Built from (o'CONNEL *et al.*, 2017) using authors' own calculations.

Table 1: Times firms demand courses (2014-2016)

	Freq	Percent	Cum
Demanded Once	4,683	77.97	77.97
Demanded Twice	1,115	18.56	96.53
Demanded Thrice	208	3.46	100
Total	6,006		

Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

A main part of the data is from *Pronatec-MDIC*. *Pronatec* was established in 2011 to promote the inclusion of lower income workers in the formal labor market through TVET. The MDIC version of *Pronatec* was launched in 2014 to align course supply to the demand of firms in the manufacturing, trade, and service industries. As summarized in Figure 1, the program protocol involves several steps, from the moment firms and students apply to the program separately to the moment students complete the courses.

The Ministry of Development, Industry and Trade (MDIC) filters course demands based on relevance and need. About half of the demands are filtered out in this stage (o'CONNEL *et al.*, 2017). MDIC then submits the demands to the Ministry of Education (MEC) which compiles and approves demands from other ministries based on budget and complementarity. Similar demands from ministries are aggregated and approved. As summarized in

Table 2: Demands and approvals of firm-requested courses (2014-2016)

	Demands	Approvals	% Approved
Firms	6,006	1,713	28.52
Courses	43,714	6,994	15.99
Vacancies	1,087,924	232,605	21.38

Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

Table 3: Students who apply at least once to firm-requested courses and Employment history of students who apply to firm-requested courses (2015-2016)

Variable	Percentage	N
Applicants		23,619
Enroll	0.5597	13,221
Complete	0.3582	8,463
Incomplete	0.1770	4,181
No status	0.2447	577
Employed at course onset	0.4714	11,134
by a demanding firm	0.3032	7,163
by a demanding firm whose request is approved	0.1750	6,736
by a demanding firm and enrolled in firm-approved course	0.1594	3,767
by a demanding firm and completed firm-approved course	0.1102	2,605
by a demanding firm but not completed because dropout	0.0450	1,063
Employment duration if completed firm-approved course (months)		17.8
Employment duration if not completed firm-approved course because dropout (months)		14.8

Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

Table 2, 28.52% of firms that demand courses get approval and 21.38% of vacancies demanded are accepted.

Once all courses are approved, MEC opens course registration and subsequent enrollment for students. Table 3 shows that between 2015 and 2016, 23,619 students registered at least once for the program, but only 55.97% receive confirmation and enrolled thereafter. Of those who receive confirmation, 8,463 (64%) complete and 4,181 (31.62%) do not complete the course. Of those who do not complete the course, 0.26% did so for administrative reasons (class cancellation and oversubscription) as observed in Table 4.

The Pronatec-MDIC dataset is complemented by the RAIS 2011-2017. The RAIS is an annual administrative dataset that contains information on employment and earnings of all the formally-employed workers of formally-registered firms⁶. In the RAIS, we were able to match the information of 84.55% of firms that requested a course at least once between 2014-2016 and of 72.24% of students who applied to the program at least once in the same timeframe. Unmatched student data in the RAIS could occur because the student was not formally employed within the 2011-2017 period. Combining both datasets allows us to trace the employment history of students before

⁶The RAIS includes detailed information on the employer and the employee (including their tax IDs), and their work relationship (wage, tenure, type of employment, hiring and dismissal date, and reason for dismissal).

Table 4: Reasons for not completing firm-requested courses (2015 - 2016)

Student Status	Freq	Percentage	Cum
dropout	3,901	93.30	93.30
unfulfilled requirements	235	5,62	98.92
transfer	28	0.66	99.58
administrative reasons	11	0.26	99.84
no status	6	0.14	100
Total	4,181	100	

Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

and after program registration, enrollment and completion rates, including their job tenure rates.

Unlike O'Connel *et al.* (2017) who use a probabilistic model to match the class created from firm demand to the class the student is registered for, we manage to create a direct link. This match was possible since we obtained a unique class ID for 2015-2016 from MEC linking firms demands to classes; that is, each class that MEC opens as a result of the course demanded by the firm. From the pool of students registered in these courses, we filtered their first applications when workers are employed by the demanding firm at the time the course starts. We also removed those who were given priority to enroll⁷ and those employed in two simultaneous jobs for a better identification of the effect.

4 Methodology

4.1 Firm level

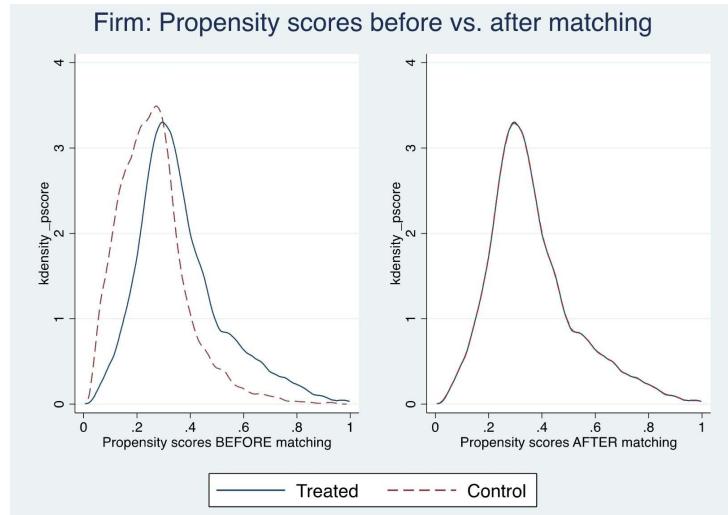
We match the probability of course approval of firms that demand and obtain training confirmation with firms of similar characteristics that demand but do not obtain confirmation. The matching is built on a logit model that captures the likelihood of course approval based on its pre-treatment features such as the location, economic activity and size of the firm as well as the mean gender, race, occupation, educational level, job tenure and wage of workers⁸. The matching procedure employs Kernel regression estimator which provides higher weights to the closest observations. We obtained good matching as can be seen in the Kernel densities (Figure 2) showing the propensity scores for the two groups before and after the matching.

We then follow the labor turnover of firms from 2011 until 2017, for which we calculate two different rates for each establishment j at the end of year t :

⁷Unemployment insurance recipients, ex-prisoners, Bolsa Família beneficiary, among other beneficiaries of social assistance.

⁸Location is divided by regions (North, Northeast, Center-West, Southeast, and South) and firm size is the total number of workers per firm. Educational level is broken down by primary, secondary and tertiary education, while occupation and economic activity are listed at one digit. Wage takes the form of the log mean of the monthly-averaged wage between the year the worker was admitted and the year it was separated, deflated using December 2016.

Figure 2: Propensity scores of treatment and control firms before and after PSM



Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

$$R_{1jt} = \frac{H_{jt} + S_{jt}}{AE_{it}} \quad (1)$$

$$R_{2jt} = \left(\frac{H_{jt} + S_{jt}}{AE_{jt}} \right) - \left| \frac{H_{jt} - S_{jt}}{AE_{jt}} \right| \quad (2)$$

where:

H_{jt} = Admissions in firm j at time t

S_{jt} = Separations in firm j at time t

AE_{jt} = The average number of workers between two consecutive periods in establishment j at time t , defined as $\frac{E_{jt} + E_{j,t-1}}{2}$

R_{1jt} = Is the job flow or the rate at which workers enter and leave an establishment j at the end of time t ([CORSEUIL; FOGUEL; GONZAGA; RIBEIRO, 2013](#))

R_{2jt} = Is the churning rate at which workers enter and leave an establishment j at the end of time t because job creation or destruction ([CORSEUIL; FOGUEL; GONZAGA; RIBEIRO, 2013](#))

The two turnover rates consider the flow of admissions and separations over the average stock of workers between two consecutive years. However, R_{1jt} focuses on the overall flow of workers entering and leaving, while R_{2jt} discounts the flow caused by net job creation⁹. Thus, R_{1jt} may come about when firms hire for expansion or separate for contraction while R_{2jt} only relates to hiring for replacement, also known as job churn (Lazear and McCue, 2018). Job churn is a less cyclical turnover measure and is thus our preferred indicator. We use these two measures to make sure that the labor turnover observed is not due to job creation in the case of job churning R_{2jt} and to compare its behavior along the years in the case of R_{1jt} .

⁹These measures are calculated for all workers of the firm and subsets of Pronatec applicants and

Table 5: Treatment and control groups for firms and workers

		Firm whose demand is approved				Firm whose demand is not approved			
		All workers				All workers			
Demanding firm = hiring firm	Apply (A)		Not apply (B)		Apply (C)		Not apply (D)		
	Enrolled (A.1.)	Not enrolled (A.2.)	Not enrolled (B.2.)		Enrolled (C.1.)	Not enrolled (C.2.)	Not Enrolled (D.2.)		
	C (A.1.1.)	I	C	I	C	I	C	I	
					(C.1.1.)				

Notes: "C" stands for workers that "Complete" the course and "I" stands for workers that do not complete the course ("Incomplete").

Furthermore, we use variants of these two measures based on different subsets of data to allow us to shed more light on the effect of training on turnover. We breakdown the analysis in 5 different groups of workers hired in the firm as illustrated in Table 5, namely: i) all firm workers (without distinction of enrollment or completion status); ii) non-applicants (B and D - all workers excluding those that did not apply to the course); iii) *Pronatec* applicants (A and C - only those workers that apply to the training); iv) enrolled (A.1. and C.1. - only those workers enrolled in the program); and v) completed (A.1.1. and C.1.1. - those workers who finish the program).

The different versions of R_1 and R_2 allowed us to consider different impacts on workers with different enrollment and completion status¹⁰. The use of these two turnover rates calculated for different groups of workers is important to provide evidence on how demand-driven training might impact turnover overall versus turnover created by job creation/destruction but also how these relationship changes according to workers with different training status completion. This set of evidence on turnover is important to better understand the incentives related to training at the firm level.

To estimate the difference in labor turnover of firms which experience the treatment and those not exposed to it, we estimate the following difference-in-difference regression:

$$y_{jt} = \alpha + \beta \cdot \text{pronatec}_{jt} + \gamma \cdot \text{post}_{jt} + \delta \cdot \text{pronatec}_{jt} \cdot \text{post}_{jt} + \phi_{jk} + \theta_{jt} + u_{jt} \quad (3)$$

Where y_{jt} is job turnover for each year between 2012 and 2017; pronatec_{jt} indicates whether the firm obtains training approval and post_{jt} accounts for the follow-up period. In other words, each control and treatment unit has yearly observations before and after the course. Before the course being from 2011 to the first year the course demand is approved; after, being from then to 2017. We include state level dummy ϕ_{jk} and year dummy θ_{jt} to control for specific state level effects and turnover effects stemming from economic shocks and other year-specific features. Finally, u_{jt} is the error term clustered at state level. We are interested in the δ coefficient, which indicates the causal impact of having a course approved on turnover using different subgroups of workers based on enrollment and completion status.

4.2 Worker Level

For employees, we wish to measure the impact that enrolling and completing a firm-demanded course has on job tenure. Ideally, we would use administrative constraints as an exogenous source of variation to understand the impact of training on employees. That is, use as counterfactual the employees that apply to courses demanded by the firms, but who are denied access for reasons unrelated to their observed and unobserved characteristics.

However, there is no treatment protocol and the characteristics of employees rejected for administrative reasons are not similar to those of the treatment group, in part because there are few employees that fulfill these conditions

non-applicants, enrolled and non-enrolled workers, as well as those workers who complete and do not complete the course.

¹⁰For each sub-group, the calculation considers only workers trained and employed by the firms. The denominator of the alternative versions of R1 and R2 are based on the total number of workers of each sub-group.

(Table 4). To construct a comparison group of workers with similar characteristics to minimize a potential self-selection issue, the study uses Propensity Score Matching (PSM) at worker level.

To this end, we match the probability of program enrollment of workers enrolled in courses in 2015-16 demanded by the same firm that employs them with that of workers with similar characteristics who do not enroll but are employed in the same firm. This matching is done through a PSM but imposing the restriction that treated workers are matched with untreated worker within the same firm. We do the same for workers who complete the courses. That is, we apply Propensity Score Matching (PSM) for both enrolled and graduate workers separately. For both cases, we restrict the match of trained workers with that of untrained peers within firms that i) made at least one application either in 2015 or 2016 and ii) hire them both prior to the time they make the course request.

The matching is built on a logit model that captures the likelihood that an employee is assigned to treatment based on its pre-treatment characteristics such as age, gender, race, location, education level, occupation, economic activity, job tenure before course onset, wage, number of program registrations, and course enrollments¹¹. The match produces treatment and comparison groups that share similar characteristics (Table 6). The matching procedure employs Kernel regression estimator which provides higher weights to the closest observations. Kernel densities below show that the matching procedure generates similar treatment and control groups for enrolled students as the distribution of the propensity score for the two groups after matching overlaps (Figure 3). For the distribution of Kernel densities for treatment and control groups for graduate students see Figure 4.

We then want to assess the association between demand-driven Pronatec and job tenure at worker level. To estimate job tenure, we calculate the duration of employment from the final day of the course to the dismissal or last day of 2017. Nevertheless, 78% of the data is censored and we have to estimate a duration model to take this into account¹². Our event of interest is the separation from the employer and the time until the event occurs¹³. One estimator used for this purpose is the Cox proportional hazard model, which calculates the risk function for an individual i (Cox, 1972). Therefore, to assess the difference in outcomes for workers who enroll or graduate and those who do not, we estimate the following specification:

$$h_i(t, x, \beta) = h_0(t) \exp(\beta' x_i) \quad (4)$$

Where h_i is the hazard function, $h_0(t)$ characterizes how the hazard function changes as a function of survival time (in this case the time until separation from employer) and $\exp(\beta' x_i)$ is how the hazard function changes as a

¹¹Location is divided in regions (North, Northeast, Center-West, Southeast, and South). Educational level is broken down by primary, secondary and tertiary education while occupation and economic activity are listed at one digit. Wage takes the log mean of the monthly-averaged wage between the year the worker was admitted and the year it was separated, deflated by CPI index (IPCA) using December 2016 as reference date.

¹²Using data until 2017 allowed us to use a longer time horizon for this analysis to mitigate the effect of censored data. However, even with high turnover observed in Brazil, 78% of the data is censored and duration model is used. If the data was not censored, difference-in-difference estimates would be reliable to present results of the impact of demand-driven Pronatec on job tenure. Alternative difference-in-difference estimates are provided in Appendix B.

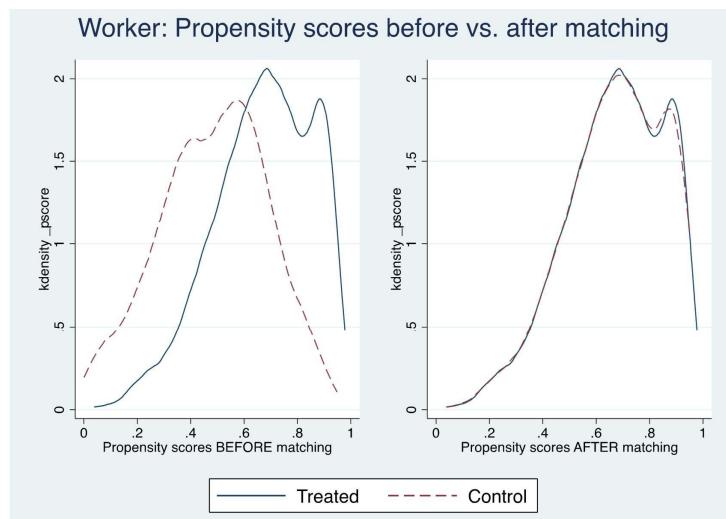
¹³The longer the separation takes to occur, the longest is the job tenure.

Table 6: Descriptive statistics of control and treatment groups before and after PSM Enrolled students employed by requesting firm at course onset (2015-2016)

Variable	Unmatched	Mean		% redact bias	t-test	
	Matched	T	C		t-stat	p-value
age	U	30.551	29.509	87.2	4.97	0
	M	30.551	30.684		-0.68	0.498
male	U	0.906	0.85086	97.5	6.89	0
	M	0.906	0.90813		0.21	0.834
non-white	U	0.567	0.64353	96.9	-5.82	0
	M	0.567	0.56934		-0.2	0.845
north	U	0.09128	0.20776	88.2	-12.71	0
	M	0.09128	0.10503		-1.91	0.056
north east	U	0.31246	0.25259	71.2	4.92	0
	M	0.31246	0.2952		1.55	0.121
south east	U	0.23113	0.34224	98.2	-9.31	0
	M	0.23113	0.22908		0.2	0.841
south	U	0.22996	0.05129	92.1	18.77	0
	M	0.22996	0.244		-1.37	0.172
center west	U	0.13517	0.14612	22.5	-1.17	0.24
	M	0.13517	0.12668		1.04	0.298
illiterate	U	0.00176	0.00043	-10.5	1.41	0.158
	M	0.00176	0.00029		1.89	0.059
tenure before	U	36.447	37.079	-48.5	-1.07	0.286
	M	36.447	35.508		1.75	0.08
no. registrations	U	1.0138	1.1172	96.3	-14.38	0
	M	1.0138	1.0176		-1.25	0.21
log wage	U	7.4821	7.391	76.7	7.26	0
	M	7.4821	7.4609		1.82	0.069
service & sales	U	0.02575	0.0375	85.1	-2.54	0.011
	M	0.02575	0.02399		0.47	0.641
agricultural fishery	U	0.06407	0.04871	65.7	2.45	0.014
	M	0.06407	0.06934		-0.87	0.383
craft workers	U	0.42101	0.41767	73.7	0.25	0.802
	M	0.42101	0.42013		0.07	0.941
machine operators	U	0.13136	0.1125	13.1	2.13	0.033
	M	0.13136	0.14775		-1.95	0.051
elementary	U	0.21299	0.1431	74.5	6.72	0
	M	0.21299	0.19514		1.83	0.067
officials & managers	U	0.00439	0.00517	-12	-0.43	0.67
	M	0.00439	0.00351		0.58	0.563
technicians	U	0.06788	0.13319	97.3	-8.36	0
	M	0.06788	0.06963		-0.29	0.774
clerks	U	0.05295	0.07888	91	-3.96	0
	M	0.05295	0.0553		-0.43	0.669
professionals	U	0.0196	0.02328	-19.5	1.39	0.342
	M	0.0196	0.01521		-0.95	0.165
H_than college	U	0.63956	0.73147	80.9	-7.34	0
	M	0.63956	0.622		1.50	0.133

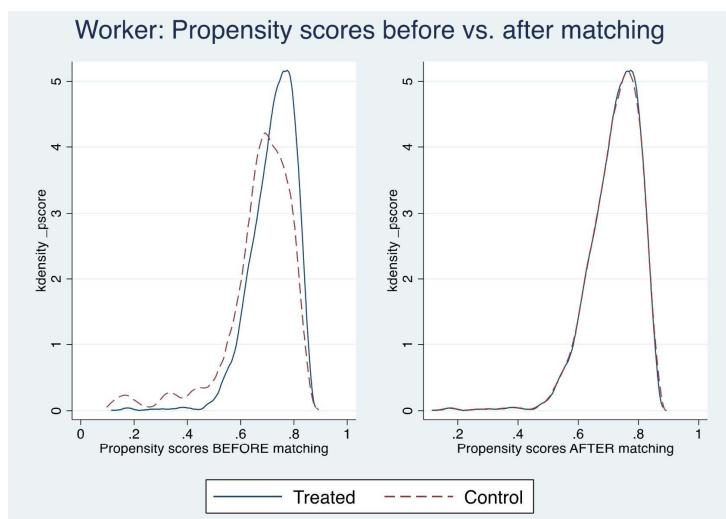
Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

Figure 3: Propensity scores of treatment and control of enrolled students before and after PSM



Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

Figure 4: Propensity scores of treatment and control before and after PSM for students that completed the training



Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

function of worker's participation in a demand-driven Pronatec course. The $\exp(\beta''(x_1 - x_0))$ is the risk ratio where x_1 is the individual that participated in the program (Pronatec) and x_0 is the one that did not participate in the program. β_j measures the hazard (of being separated from an employer) regarding $pronatec_i$, in cases where the worker enrolls into or graduates from the course compared with the workers that do not enroll or complete the course¹⁴. The data for the period covers training from the first day of the course until the last day of 2017. Based on the two separated analysis for workers who enroll and for workers that graduate, we hypothesize whether enrollment and graduation may have a capital accumulation effect on job tenure. Table 5 illustrates the groups of firms and workers used to construct control groups.

5 Results

This section presents the estimations of the effect of Pronatec MDIC at firm and worker level. We first present the results at firm level and assess how having a Pronatec-MDIC course approved affects turnover when compared to firms whose demand is not approved. We do so by presenting two types of job turnover rates (job flow (R1) and churning (R2)) for different groups of workers within the firms (all firm workers, Pronatec (non)applicants and workers who enroll and complete the course). Later in the section, the paper assesses the effect of demand-driven Pronatec at worker level and show whether there is a difference in outcomes when a worker employed in a firm (whose course demand is approved) enrolls or completes the course.

5.1 Firm Level

Table 7 shows estimates of equation (3) at firm level for different subgroup of workers. We find that having a course approved in itself is not associated with a change in the labor turnover of firms when considering all workers or non-applicants. Differences start emerging when we analyze subgroups of workers who apply, enroll and complete the courses and when considering different time horizons.

Having a course approved is correlated to an overall job flow (R1) and job churning (R2) increase of 0.27 and 0.25, respectively, when considering *Pronatec* applicants (Table 7). That is, for every 100 workers employed within two consecutive periods after the intervention, 27 and 25 extra workers that were *Pronatec* applicants are either hired or dismissed when a firm has a course demand approved compared with a similar firm without its demand approved. In the same line, having a course demand approved is associated with a labor turnover increase of 0.18 (R1) and 0.16 (R2) for workers who enroll into the course (Table 7). When considering workers who complete the course, turnover increases by 0.12 (R1) and 0.13 (R2). Almost all of these effects are significant at 1%.

¹⁴In cases when the covariate is dichotomous, as the *Pronatec(x)* treatment variable in this case assumes 1 or 0, the hazard ratio equals $HR(t, x_1, x_0) = \exp(\beta)$. See (HOSMER; LEMESHOW; MAY, 2008) for more details on the Cox hazard model.

$$\text{Turnover rate 1: } R_{1jt} = \frac{H_{jt} + S_{jt}}{AE_{jt}}$$

$$\text{Turnover rate 2: } R_{2jt} = \frac{H_{jt} + S_{jt}}{AE_{jt}} - \left| \frac{H_{jt} - S_{jt}}{AE_{jt}} \right|$$

Table 7: Results of job turnover (R1 and R2) before and after course approval

Variable	R1	R2
All firm workers (mean annual employment 275.47)		
did_post	-0.022 (0.60)	-0.029 (0.50)
Observations: 4,672		
Non-applicants (mean annual employment 263.68)		
did_post	-0.03 (0.50)	-0.03 (0.41)
Observations: 4,656		
Pronatec applicants (mean annual employment 23.43)		
did_post	0.27*** (0.00)	0.25*** (0.00)
Observations: 2,432		
Enrolled (mean annual employment 20.23)		
did_post	0.18 *** (0.001)	0.16 *** (0.001)
Observations: 2,161		
Completed (mean annual employment 15.93)		
did_post	0.12 ** (0.02)	0.13 *** (0.009)
Observations: 1,860		

Source: Authors' calculations using administrative data from Pronatec-MDIC. ***significant at 1%; **significant at 5%; *significant at 10%; standard errors in parenthesis.

The results presented in Table 7 are a first indication that Pronatec affects mainly the turnover of workers who participated in the program. The average turnover, however, might hide the adjustment process within a firm. Table 8 provides estimates for the first, second and third year after the program presenting a closer look showing that the adjustment in turnover is not immediate and decreases over time.

In the second year after course approval turnover differences spike for workers in firms whose course is approved (0.18 (R1) and 0.11 (R2)), suggesting that the adjustment occurs in the second year after course approval. Turnover differentials then decrease in the third year (-0.11 (R1) and -0.13 (R2)) indicating that turnover decreases with time. The results suggest that having a course approved has an overall effect on turnover for participating

Table 8: Results of job turnover (R1 and R2) before and after course approval

All firm workers		
R1		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.04 (0.43)	0.18** (0.01)	-0.11** (0.02)
R2		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.04 (0.37)	0.11 *** (0.008)	-0.13 *** (0.00)
Non-applicants		
R1		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.03 (0.44)	0.11 ** (0.01)	-0.11 ** (0.02)
R2		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.04 (0.36)	0.11 ** (0.01)	-0.14 *** (0.00)
Applicants		
R1		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.10 (0.28)	0.10 (0.25)	-0.30 *** (0.001)
R2		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.11 (0.22)	0.15 * (0.07)	-0.23 *** (0.001)
Enrolled		
R1		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.07 (0.39)	0.10 (0.22)	-0.22 * (0.02)
R2		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.06 (0.48)	0.14 * (0.06)	-0.21 *** (0.002)
Completed		
R1		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.09 (0.32)	0.08 (0.25)	-0.12 (0.216)
R2		
T1-T0	T2-T1	T3-T2
0.08 (0.35)	0.15 ** (0.02)	-0.16 ** (0.016)

Source: Authors' calculations using administrative data from Pronatec-MDIC. *** significant at 1%; ** significant at 5%; * significant at 10%; standard errors in parenthesis.

firms¹⁵. However, the effect is not immediate nor is it maintained overtime.

The adjustment is then reverted in the third year. This effect reversal may be related to changes in productivity as suggested in [Rocha, Pero, and Corseuil \(2019\)](#). That is, trained (Pronatec) workers might leave to more productive firms in the second year, forcing firms to adjust their labor stock back in the third year. Alternatively, the turnover increase can also be associated with firms getting rid of less productive workers and retaining more productive (Pronatec) workers. Whether the increase in turnover in the second year is productivity enhancing or not for the treated firm requires further research. The worker level analysis in the following section sheds some light on this issue.

5.2 Worker Level

Table 9 shows estimates for the duration model as presented in equation (4) to assess the association between Pronatec and separation rates. To construct a comparison group of workers with similar characteristics and estimate the rate of separation from the employers (the rate in which workers experience out of formal employment spell), we apply PSMs as described in section 4.2 (see Figures 3, 4 and Table 5). Results in Table 9 show that the hazard ratio for workers who enroll and complete the course, is 0.69, which means that the rate of separation is 31 percent less compared to workers who do not complete the course, suggesting that workers who complete the training stay longer in the current job. For workers who only enrolled in demand-driven Pronatec courses, the results show that the rate of separation is 5 percent less than the rate of workers who do not enroll in Pronatec courses. However, this result is not statistically significant, suggesting that only course completion is associated with longer job tenure.

These results are in line with the human capital accumulation model ([BECKER, 1962, 1993](#)). The enrollment and completion of Pronatec training is associated with a lower probability of separation, this suggests that investing in training that is applied on the job enhances capital accumulation and induces experience. That is, taking the course helps workers accumulate skills, gain experience and stay longer. This longer tenure might be associated with productivity gains at the firm as suggested by ([ROCHA; PERO; CORSEUIL, 2019](#))¹⁶.

Other issues that require further research are whether workers who complete the course receive job offers more quickly and if new jobs pay more. Knowing what happens to students after course completion in terms of time out of formal employment spell may help understand what makes them rotate. First, we estimate a duration model to assess the association between demand-driven Pronatec course completion and time, in months, outside formal employment (Table 10)¹⁷.

¹⁵The qualitative results for the sub-group of workers in firms whose course is approved go in the same direction of the overall results.

¹⁶The results provided in this paper point to a negative association between Pronatec and separation rate, which might enhance productivity at firm level. Nevertheless, more evidence about this issue is needed to improve our understanding about training and productivity. For instance, alternative difference-in-difference estimations about the impact of Pronatec on job tenure results can shed more light on this issue. [Appendix B](#) shows the results of such exercise that can be better done in the future with data with a longer time horizon. As noted in section 4, the data used in this study does not allow for a proper impact evaluation as the data is right censored.

¹⁷PSM is used to match workers who became out of formal employment that completed the

Table 9: Duration model, job tenure after Pronatec (Hazard ratios)

	If enrolled HR	If completed HR
Pronatec	0.95 (0.0580)	0.69 *** (0.0480)
Observations	5738	3418
Log pseudolikelihood	-11,144.41	-7,143.39
LR chi-squared(1)	0.73	27.34
Prob>chi-squared	0.3931	0.000

Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.
 HR is the hazard ratio. ***significant at 1%; **significant at 5%; *significant at 10%. Standard error in parenthesis. Likelihood Ratio (LR) test followed by the respective significance value.

Table 10: Duration model, time out of formal employment after Pronatec (Hazard ratio)

	If completed HR
Pronatec	0.70 *** (0.0533)
Observations	923
Log pseudolikelihood	-4,102.48
LR chi-squared(1)	20,29
Prob>chi-squared	0.000

Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC. HR is the hazard ratio. ***significant at 1%; **significant at 5%; *significant at 10%. Standard error in parenthesis. Likelihood Ratio (LR) test followed by the respective significance value.

Table 11: Results of job status of course completers who switch jobs (months)

	Coef.	Std.Err.	z	P>t	95% Conf. Interval
Salary growth rate (mean monthly rate)	0.03	0.11	0.28	0.781	-0.18 0.24
Observations: 454					

Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC. ***significant at 1%; **significant at 5%; *significant at 10%.

We find evidence that the hazard (of being out of formal employment) reduces by 30 percent for workers who complete the course, compared to workers who do not complete the course (Table 10). Put differently, workers who exit the job stay out of formal work less time if they complete the demand-driven training.

Since the hypothesis is that graduate workers stay out of a formal job for a shorter period, we dig deeper and restrict the sample used in this exercise to students who graduate and were reemployed in the formal sector. This restriction allows us to understand whether their re-entry salary justify their exit¹⁸. We find that workers who complete the course and find new jobs earn 3% more than those who do not complete the course (Table 11). However, the results are not significant. In sum, course completers stay out of formal job less time than non-completers (Table 10). However, it is uncertain whether they do so because they receive better job opportunities, a question that remains open for future research (Table 11).

6 Conclusion and policy implications

The labor market in Brazil is characterized for high labor turnover and stagnant worker productivity. The launch of the demand-driven version of Pronatec in 2014 by the Ministry of Development, Industry and Trade, where firms can demand courses their workers take, raised expectations on whether skill development could diminish turnover and increase productivity.

This paper finds that at firm level, having a course approved is associated with a job turnover increase for participating workers. Nevertheless, results show that the turnover differential is only higher the second year after course approval and decreases a year later, suggesting that it takes time for firms to adjust to the training effect.

At worker level, workers that enroll and complete courses demanded by their employers have a 31 percent lower rate of separation, suggesting a longer job tenure for course completers. Workers who complete the courses and leave their jobs find a new job at a faster rate. However, it is not clear whether course completers that move to another job do so because they receive better job opportunities.

The combined results hint that demand-driven training affects turnover at both firm and worker level. At firm level, turnover in the year following approval might increase as workers separate from the firms. Understanding whether workers who participated in Pronatec courses stay proportionately longer in the job is important to start discussing whether training might have an impact on firm's productivity. At worker level, it seems that workers who complete the courses stay longer in the firms. For those workers that complete the course and separate from the employer, the results show that they remain out of formal employment for less time. It remains nonetheless unclear if job changes are associated with better job conditions. Thus, the decrease in

course to workers that did not complete the course (see section 4.2).

¹⁸This effect is estimated using propensity score to create comparable groups of workers that separated from the employer after the enrollment (in both treatment and control groups) and got reemployment later and that completed the course (treated) and those that did not complete the course (control). The estimated impact provided is based on fixed effect estimations. Appendix C provides more details.

turnover after the third year of participation at firm level might be associated with firms keeping more productive workers that completed the training after adjusting the labor force.

The policy implications of these results are that large scale training programs in Brazil affect turnover. Demand-driven training programs might be productivity enhancing within the firms when worker stay but might also be productivity enhancing outside the firm when workers leave for a more productive job. This paper provides some insights on how programs such as the Pronatec might affect turnover but more studies on the topic are needed to better understand the incentives for the provision of training by the firm and the government.

The fact that only one Ministry employs this demand-driven design out of 21 eligible Ministries provides an opportunity to switch to a demand-driven training model that might improve labor productivity in the long run¹⁹, a phenomenon that may be holding back the labor productivity potential of firms in the country. Ultimately, this supply-driven programs spent BRL 2.4 billion annually in 2015²⁰ while demand-driven programs can be more cost-effective, especially in times of fiscal constraints.

References

- ALZÚA, M. L.; CRUCES, G.; LOPEZ, C. Youth Training Programs Beyond Employment: Experimental Evidence from Argentina. *Economic Inquiry*, v. 54, n. 4, p. 1839–1859, 2016.
- ARAYA, Federico; RIVERO, José Ignacio. *Impact of a work-study programme for teenagers: evidence from a randomized controlled trial*. [S. l.: s. n.], 2016.
- ARROW, Kenneth. The economic implications of learning by doing. *Review of Economic Studies*, v. 29, n. 3, p. 155–173, 1962.
- ATTANASIO, O.; GUARÍN, A., et al. Vocational Training for Disadvantaged Youth in Colombia: A Long-Term Follow-Up. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 9, n. 2, p. 131–143, 2017.
- ATTANASIO, O.; KUGLER, A.; MEGHIR, C. Subsidizing Vocational Training for Disadvantaged Youth in Colombia: Evidence from a Randomized Trial. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 3, n. 3, p. 188–220, 2011.
- BARBOSA, F.; PORTO, R.; LIBERATO, D. Pronatec Bolsa-Formação: Uma avaliação Inicial sobre Reinserção no Mercado de Trabalho Formal. In: ANPEC. ANAIS do XLIII Encontro Nacional de Economia. [S. l.: s. n.], 2016. p. 231.
- BECKER, Gary. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. 3. ed. Chicago: The University of Chicago, 1993.

¹⁹It is paramount to understand that some supply-driven programs have social objectivities where this statement may not apply like re-insertion of former convicts, insured workers, among others.

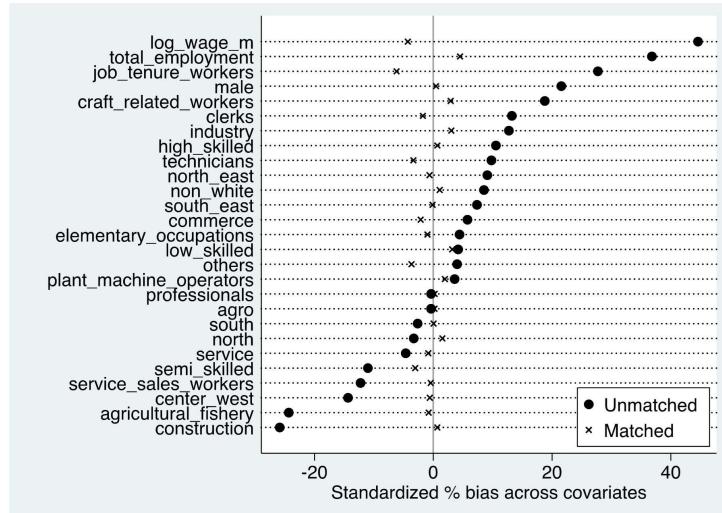
²⁰Calculated using the federal budget line 20RW.

- BECKER, Gary. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, v. 70, 5, Part 2, 1962.
- CARD, D.; IBARRARAN, P., et al. The Labor Market Impacts of Youth Training in the Dominican Republic. *Journal of Labor Economics*, v. 29, n. 2, p. 267–300, 2011.
- CARD, D.; KLUVE, J.; WEBER, A. Active Labour Market Policy Evaluations: A Meta-analysis. *The Economic Journal*, v. 120, f452–f477, 2010.
- CHIANG, H. *Learning by doing, worker turnover, and productivity dynamics*. [S. l.: s. n.], 2004.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M.; GONZAGA, G. Apprenticeship as a stepping stone to better jobs: Evidence from Brazilian matched employer-employee data. *Labour Economics*, v. 57, p. 177–194, 2019.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M.; GONZAGA, G.; RIBEIRO, E. P. Youth Labor Market in Brazil Through the Lens of the Flow Approach. In: PROCEEDINGS of the 41st Brazilian Economics Meeting. [S. l.: s. n.], 2013.
- DOOLITTLE, F. et al. *The Design and Implementation of the National JTPA Study: A Summary*. New York, NY: Manpower Demonstration Research Corporation, 1993.
- GONZAGA, Gustavo. *Labor turnover and labor legislation in Brazil*. v. 4. [S. l.: s. n.], 2003. p. 165–222.
- HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, v. 64, n. 4, p. 605–654, 1997.
- HOSMER, D.W.; LEMESHOW, S.; MAY, S. *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time-to-Event Data*. Hoboken, NJ: Wiley & Sons, 2008.
- IBARRARÁN, P. et al. Experimental Evidence on the Long-Term Impacts of a Youth Training Program. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 72, n. 3, 2018.
- IPEA. *Produtividade No Brasil: Desempenho e Determinantes. Volume 1, Desempenho*. Brasília: IPEA, 2015.
- JOVANOVIC, Boyan. Firm-specific Capital and Turnover. *The Journal of Political Economy*, v. 87, n. 6, p. 1246–1260, 1979a.
- JOVANOVIC, Boyan. Job Matching and the Theory of Turnover. *The Journal of Political Economy*, v. 87, n. 5, p. 972–990, 1979b.
- O'CONNEL, Stephen et al. *Can business input improve the effectiveness of worker training? Evidence from Brazil's Pronatec-MDIC*. Washington, D.C.: [s. n.], 2017.

- RASUL, I. et al. Tackling Youth Unemployment: Evidence from a Labor Market Experiment in Uganda. *Econometrica*, v. 88, n. 6, p. 2369–2414, 2020.
- ROCHA, L.; PERO, V.; CORSEUIL, C.H. Turnover, Learning by Doing, and the Dynamics of Productivity in Brazil. *Economia*, v. 20, n. 3, p. 191–210, 2019.
- WOODRUFF, Christopher. *Addressing constraints to small and growing businesses*. London: [s. n.], 2018.

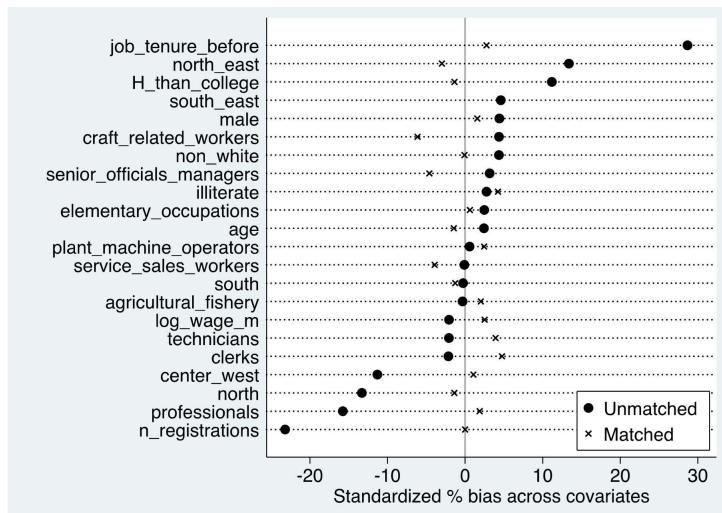
Appendix A Figures

Figure A.1: Mean difference of control and treatment groups at firm level (2014-2016) before and after propensity score matching (PSM)



Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDI.

Figure A.2: Mean difference of control and treatment groups of graduate workers (2014-2016) before and after propensity score matching (PSM)



Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDI.

Appendix B Alternative estimations for the impact of demand-driven Pronatec on worker's job tenure

Table B.1: Results of job tenure before and after course

If enrolled						
Job tenure after	Coef.	Std.Err.	z	P>t	95% Conf. Interval	
enrollment	-2.90	1.39	-2.08	0.051	-5.81	0.015
post	-23.19	1.91	-12.15	0.000	-27.18	-19.19
Pronatec*post _(δ)	8.89***	1.83	4.85	0.000	5.06	12.72
_cons	47.55	1.27	37.53	0.000	44.90	50.20
Observations: 5,741						
If completed						
Job tenure after	Coef.	Std.Err.	z	P>t	95% Conf. Interval	
graduation	5.22	1.35	3.88	0.001	2.38	8.06
post	-11.93	1.93	-6.18	0.000	-16.00	-7.86
Pronatec*post _(δ)	-3.36***	1.65	-2.04	0.057	-6.84	0.12
_cons	23.96	0.97	24.82	0.000	21.93	26.00
Observations: 3,420						

Source: Authors' calculation using administrative data from Pronatec-MDIC.

***significant at 1%; **significant at 5%; *significant at 10%.

Table B.1 shows estimates of the difference-in-difference equation (A.1) below to assess the effect of demand-driven Pronatec on job tenure at worker level.

$$y_{it} = \alpha + \beta \cdot \text{pronatec}_{it} + \gamma \cdot \text{post}_{it} + \delta \cdot \text{pronatec}_{it} \cdot \text{post}_{it} + \phi_j + \theta_t + u_{it} \quad (\text{A.1})$$

Where y_{it} is employment duration before and after the training calculated during the period between 2011 to 2017; pronatec_i indicates whether the worker enrolls into or graduates from the course; and post_t accounts for the follow-up period. In other words, each control and treatment unit has one observation before and one after the course. The data for the period before the training being calculated using values from the first day of the last job, to the first day of the course. The data for the period after training being from the first day of the course to the dismissal or last day of 2017. Based on the two separated analysis for workers who enroll and for workers that graduate. Finally, we cluster the error at state level ϕ_k and add a year-monthly dummy θ_{tm} using graduation date. We are interested in the δ coefficient, which indicates the causal impact of participating in Pronatec on job tenure.

The results show that workers who enroll in a course demanded by the employer, stay on average 8.89 months longer in the job than workers from demanding firms who do not enroll (see Table B.1)²¹. Conversely, a worker who enrolls and completes the course stays on average 3.36 months less than workers from demanding firms who do not complete the course. However, the estimation of this equation requires a longer data horizon given right data censoring that may affect the results.

²¹The result would be in line with the 8.9 months that graduate workers stay on average from a 6-month on-the-job training in Uganda ([RASUL et al., 2020](#)). [Rasul et al. \(2020\)](#) also find that trainees who obtain certificates receive more job offers than those who do not, suggesting that course completion signal differentiable accumulation of skills to other employers.

Appendix C Wage growth for course completers

We restrict our data to workers who completed the training and got reemployed²². This restriction allows us to understand whether their salary differentials justify their exit. Wage growth is estimated taking the wage differential between the new and former job.

To assess the difference in this outcome, we estimate a fixed effect model after employing a PSM for matching. The match is carried out with groups of students who enroll, complete the course and find reemployment (treatment) with students who enroll, do not complete the course but find reemployment (control). The simple regression uses the following specification:

$$y_{it} = \alpha + \beta \cdot \text{pronatec}_{it} + \theta_{itm} + u_{it} \quad (\text{A.2})$$

Where y_{it} is the wage growth and pronatec_{it} indicates whether the worker graduated from the course. We then add a year-monthly dummy θ_{itm} using the graduation date.

²²Treatment group: Students who i) were employed at course onset, ii) who finish the course, iii) who exit after course completion, and iv) find another job. Control group: Students who i) were employed at course onset, ii) who did not finish the course, iii) who exit after course enrollment, and iv) find another job.

Informações aos autores

Objetivo e escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato L^AT_EX.
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão BIBT_EX.
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. This journal, in its online version, has several indexers, whose updated list can be found on the journal's website at Portal Revistas USP.

Secretary: Juliana de Freitas Vitória.

Cover: Christof Gunkel.

Linguistic revision (portuguese and english): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramming: Beatriz Porfirio Germin.

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-PR/USP

Avenida do Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.

CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407

email: revcap@usp.br

Website: <https://www.revistas.usp.br/ecoap>

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 28 – n. 2

April – June 2024

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Edson Zambon Monte	Eliezer Martins Diniz
Fernando Antonio de Barros Júnior	Reynaldo Fernandes
Sergio Naruhiko Sakurai	

Editorial Board

Andrea Rodrigues Ferro UFSCar, Brazil	Andreza Aparecida Palma UFSCar, Brazil
Carlos Roberto Azzoni USP, Brazil	Cassia Kely Favoretto UEM, Brazil
Cássio F. Camargo Rolim UFPR, Brazil	Cláudio Monteiro Considera UFF, Brazil
Clélio Campolina Diniz CEDEPLAR, Brazil	Danyelle Karine Santos Branco FGV/SP, Brazil
Denisard C. de Oliveira Alves USP, Brazil	Elaine Toldo Pazello USP, Brazil
Eleuterio E. S. Prado USP, Brazil	Fabiana Fontes Rocha USP, Brazil
Fernando de Holanda Barbosa FGV/RJ, UFF, Brazil	Francisca Zilania Mariano UFC, Brazil
Francisco Anuatti Neto USP, Brazil	Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois, USA
Geraldo Sant'ana de Camargo Barros USP, Brazil	Gustavo Maia Gomes IPEA, Brazil
Heloisa Lee Burnquist USP, Brazil	José A. Scheinkman Princeton University, USA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 28 – n. 2

April – June 2024

Editorial Board

José Marcelino da Costa
NAEA/PA, Brazil
Lízia de Figueirêdo
UFMG, Brazil
Maria José Willumsen
Florida International University, USA
Mário Luiz Possas
UFRJ, Brazil
Paulo César Coutinho
UnB, Brazil
Pedro Cesar Dutra Fonseca
UFRGS, Brazil
Pierre Perron
Boston University, USA
Ricardo R. Araújo Lima
UnB, Brazil
Rodolfo Hoffmann
USP, Brazil
Russell E. Smith
Washburn University, USA
Tomás Málaga
FGV/SP, Brazil
Viviani Silva Lirio
UFV, Brazil

Kalinca Leia Becker
UFSM, Brazil
Marcelo Portugal
UFRGS, Brazil
Márcio Gomes Pinto Garcia
PUC/RJ, Brazil
Mônica Viegas Andrade
UFMG, Brazil
Paulo Nogueira Batista Júnior
FGV/SP, Brazil
Pedro Luiz Valls Pereira
FGV/SP, Brazil
Renata Del Tedesco Narita
PUC/RJ, Brazil
Roberto Smith
UFC, Brazil
Rogério Studart
UFRJ, Brazil
Sérgio Werlang
FGV/RJ, Brazil
Victor Bulmer-Thomas
University of London, United Kingdom
Wilson Suzigan
Unicamp, Brazil