

## **DESEMPREGO SEVERO ENTRE OS JOVENS BRASILEIROS**

Thyena Karen Magalhães Dias

Erivelton de Souza Nunes

Edward Martins Costa

Jair Andrade de Araújo

## **O BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA E A CIDADANIA FINANCEIRA: UMA ABORDAGEM MULTIDIMENSIONAL**

Daniel Alvarez Firmino

Igor Santos Tupy

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

## **CONSOLIDAÇÃO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA: SUBSÍDIOS PARA UM REGIME FISCAL PÓS-PANDEMIA\***

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Geraldo Sandoval Góes

## **PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NO SETOR AGROPECUÁRIO DE SÃO PAULO**

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho

## **PENDULARIDADE POR MOTIVO DE TRABALHO E ESTUDO NA REGIÃO METROPOLITANA DE FEIRA DE SANTANA**

Ricardo Monteiro de Carvalho

Silvana Nunes de Queiroz

## **GESTÃO ESCOLAR E DESEMPENHO EDUCACIONAL: EVIDÊNCIAS DO PDE-ESCOLA NO BRASIL**

Ana Cléssia Pereira Lima de Araújo

Diogo Brito Sobreira

Edward Martins Costa

Guilherme Irffi

## **VALOR DE UMA VIDA ESTATÍSTICA: UMA REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA PARA O BRASIL**

Matheus Stivali

número 66 | abr.-jun. 2023

# planejamento e políticas públicas ■ ppp

**ipea**

Brasília, 2024

## **Governo Federal**

### **Ministério do Planejamento e Orçamento**

**Ministra** Simone Nassar Tebet

# **ipea** Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### **Presidenta**

Luciana Mendes Santos Servo

#### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Fernando Gaiger Silveira

#### **Diretora de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia**

Luseni Maria Cordeiro de Aquino

#### **Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

Cláudio Roberto Amitrano

#### **Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Aristides Monteiro Neto

#### **Diretora de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

Fernanda De Negri

#### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais**

Carlos Henrique Leite Corseuil

#### **Diretor de Estudos Internacionais**

Fábio Vêras Soares

#### **Chefe de Gabinete**

Alexandre dos Santos Cunha

#### **Coordenadora-Geral de Imprensa e Comunicação Social**

Gisele Amaral

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

## **PPP: PLANEJAMENTO E POLÍTICAS PÚBLICAS**

Publicação trimestral do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada cujo objetivo é promover o debate e a circulação de conhecimento em planejamento e políticas públicas, representando o esforço do instituto em disseminar pesquisas, avaliações e proposições neste campo.  
*E-mail:* [ppp@ipea.gov.br](mailto:ppp@ipea.gov.br).

### **EQUIPE EDITORIAL**

#### **Editor**

Mário Jorge Mendonça (Ipea)

#### **Coeditor**

Márcio Bruno Ribeiro (Ipea)

#### **Assistente de Pesquisa**

Robson Lopes de Almeida (Ipea)

#### **Membros-Pesquisadores Nacionais**

Benny Schvarnsberg (UnB)

Michael Christian Lehmann (UnB)

Clélio Campolina Diniz (UFMG)

Luis Felipe B. Oliveira (Ipea)

Paulo Calmon (UnB)

Ramon Garcia (UFABC)

Amaro Olimpio Pereira Junior (Coppe/UFRJ)

Paulo Roberto Amorim Loureiro (UnB)

Kalinca Leia Becker (UFSM)

José Francisco Moreira Pessanha (UERJ/CEPEL)

Rodrigo Mendes Pereira (Ipea)

Benjamim Miranda Tabak (FGV)

Guilherme Mendes Resende (Ipea/CADE)

Rafael Pereira (Ipea)

Luis Gustavo Vieira Martins (Ipea/SOF)

Igor Ferreira do Nascimento (IFPI)

Leonardo Monteiro Monastério (Ipea)

#### **Membros-Pesquisadores Internacionais**

Benjamin Allen (Catholic Relief Services)

Eric Bettinger (Stanford University)

Miguel Rocha de Sousa (Universidade de Évora, Portugal)

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2024

Planejamento e políticas públicas / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. – n.1 (jun. 1989) -

Brasília : Ipea, 1989-

Trimestral.

Editor anterior: de 1989 a março de 1990, Instituto de Planejamento Econômico e Social.

ISSN 0103-4138

1. Economia. 2. Políticas Públicas. 3. Planejamento Econômico. 4. Brasil. 5. Periódicos. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.05

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66>

As publicações do Ipea estão disponíveis para download gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).  
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento e Orçamento.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

## NOTA DOS EDITORES

A revista *Planejamento e Políticas Públicas* (PPP) é um espaço plural, que reflete o esforço dos pesquisadores na busca de compartilhar suas produções intelectuais e apresentar propostas que impactem a melhoria do bem-estar da nossa sociedade.

Entre os temas de interesse, estão aqueles relacionados tanto à avaliação e elaboração de políticas públicas quanto aos instrumentos que auxiliam os planejadores e formuladores de tais políticas. Dando continuidade a essa proposta, é com satisfação que apresentamos a edição de número 66 da PPP, composta de sete artigos que abordam um leque de temas variados de grande interesse da comunidade acadêmica e do público em geral.

Que tenham todos e todas uma boa leitura!

Mário Jorge Cardoso de Mendonça  
**Editor**

Márcio Bruno Ribeiro  
**Coeditor**



# SUMÁRIO

<b>DESEMPREGO SEVERO ENTRE OS JOVENS BRASILEIROS.....</b>	<b>9</b>
Thyena Karen Magalhães Dias Erivelton de Souza Nunes Edward Martins Costa Jair Andrade de Araújo	
<b>O BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA E A CIDADANIA FINANCEIRA: UMA ABORDAGEM MULTIDIMENSIONAL.....</b>	<b>33</b>
Daniel Alvarez Firmino Igor Santos Tupy Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira	
<b>CONSOLIDAÇÃO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA: SUBSÍDIOS PARA UM REGIME FISCAL PÓS- PANDEMIA .....</b>	<b>69</b>
Sérgio Ricardo de Brito Gadelha Geraldo Sandoval Góes	
<b>PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NO SETOR AGROPECUÁRIO DE SÃO PAULO .....</b>	<b>105</b>
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho	
<b>PENDULARIDADE POR MOTIVO DE TRABALHO E ESTUDO NA REGIÃO METROPOLITANA DE FEIRA DE SANTANA.....</b>	<b>127</b>
Ricardo Monteiro de Carvalho Silvana Nunes de Queiroz	
<b>GESTÃO ESCOLAR E DESEMPENHO EDUCACIONAL: EVIDÊNCIAS DO PDE-ESCOLA NO BRASIL .....</b>	<b>157</b>
Ana Cléssia Pereira Lima de Araújo Diogo Brito Sobreira Edward Martins Costa Guilherme Irffi	
<b>VALOR DE UMA VIDA ESTATÍSTICA: UMA REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA PARA O BRASIL .....</b>	<b>193</b>
Matheus Stivali	

# CONTENTS

<b>SEVERE UNEMPLOYMENT AMONG BRAZILIAN YOUTH .....</b>	<b>9</b>
Thyena Karen Magalhães Dias	
Erivelton de Souza Nunes	
Edward Martins Costa	
Jair Andrade de Araújo	
<b>THE CONTINUOUS BENEFIT OF WELFARE AND FINANCIAL CITIZENSHIP: A MULTIDIMENSIONAL APPROACH .....</b>	<b>33</b>
Daniel Alvarez Firmino	
Igor Santos Tupy	
Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira	
<b>FISCAL CONSOLIDATION AND PUBLIC DEBT SUSTAINABILITY: SUBSIDIES FOR A POST-PANDEMIC FISCAL REGIME .....</b>	<b>69</b>
Sérgio Ricardo de Brito Gadelha	
Geraldo Sandoval Góes	
<b>TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN THE AGRICULTURAL SECTOR OF SÃO PAULO .....</b>	<b>105</b>
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho	
<b>PENDULARITY FOR WORK AND STUDY REASONS IN THE METROPOLITAN AREA OF FEIRA DE SANTANA .....</b>	<b>127</b>
Ricardo Monteiro de Carvalho	
Silvana Nunes de Queiroz	
<b>SCHOOL MANAGEMENT AND EDUCATIONAL PERFORMANCE: EVIDENCE FROM PDE-ESCOLA IN BRAZIL .....</b>	<b>157</b>
Ana Cléssia Pereira Lima de Araújo	
Diogo Brito Sobreira	
Edward Martins Costa	
Guilherme Irffi	
<b>VALUE OF A STATISTICAL LIFE: A REVIEW OF EMPIRICAL LITERATURE FOR BRAZIL .....</b>	<b>193</b>
Matheus Stivali	

# ÍNDICE

<b>DESEMPLEO SEVERO ENTRE LOS JÓVENES BRASILEÑOS.....</b>	<b>10</b>
Thyena Karen Magalhães Dias	
Erivelton de Souza Nunes	
Edward Martins Costa	
Jair Andrade de Araújo	
<b>EL BENEFICIO DE PRESTACIÓN CONTINUA Y LA CIUDADANÍA FINANCIERA: UN ENFOQUE MULTIDIMENSIONAL.....</b>	<b>34</b>
Daniel Alvarez Firmino	
Igor Santos Tupy	
Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira	
<b>CONSOLIDACIÓN FISCAL Y SOSTENIBILIDAD DE LA DEUDA PÚBLICA: SUBSIDIOS PARA UN RÉGIMEN FISCAL POSPANDEMIA .....</b>	<b>70</b>
Sérgio Ricardo de Brito Gadelha	
Geraldo Sandoval Góes	
<b>PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES EN EL SECTOR AGRÍCOLA DE SÃO PAULO .....</b>	<b>105</b>
José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho	
<b>DESPLAZAMIENTOS POR TRABAJO Y ESTUDIOS EN LA REGIÓN METROPOLITANA DE FEIRA DE SANTANA.....</b>	<b>128</b>
Ricardo Monteiro de Carvalho	
Silvana Nunes de Queiroz	
<b>GESTIÓN ESCOLAR Y DESEMPEÑO EDUCATIVO: EVIDENCIA DEL PDE-ESCOLA EN BRASIL .....</b>	<b>158</b>
Ana Cléssia Pereira Lima de Araújo	
Diogo Brito Sobreira	
Edward Martins Costa	
Guilherme Irffi	
<b>VALOR DE LA VIDA ESTADÍSTICA: UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA PARA BRASIL.....</b>	<b>193</b>
Matheus Stivali	



# DESEMPREGO SEVERO ENTRE OS JOVENS BRASILEIROS<sup>1</sup>

Thyena Karen Magalhães Dias<sup>2</sup>

Erivelton de Souza Nunes<sup>3</sup>

Edward Martins Costa<sup>4</sup>

Jair Andrade de Araújo<sup>5</sup>

Diante da dificuldade de os jovens encontrarem emprego e da relevância do desemprego severo para esse grupo, este estudo teve por objetivo mensurar a probabilidade de ocorrência do desemprego severo, ou seja, se está desempregado há um ano e busca emprego, entre os jovens a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua referente ao segundo trimestre de 2019. Por meio do modelo econométrico *probit*, foi possível observar que os jovens com idade entre 18 e 24 anos, sem instrução e com nível médio completo ou incompleto, residentes na zona urbana, com aposentados no domicílio e localizados nas regiões Norte e Nordeste apresentaram mais chances de estarem na situação de desemprego severo. Observou-se, ainda, uma relação negativa da participação de ao menos um membro familiar no Programa Bolsa Família (PBF) e da participação em programas de aprendizagem sobre o desemprego severo dos jovens.

**Palavras-chave:** desemprego severo; jovens; regiões brasileiras.

## SEVERE UNEMPLOYMENT AMONG BRAZILIAN YOUTH

Given the difficulty of young people in finding a job and the relevance of severe unemployment for this group, this study aimed to measure the probability of occurrence of severe unemployment, that is, if they have been unemployed for 1 year and look for a job, among 16 to 29 years of age, based on data from the Continuous National Household Sample Survey for the second quarter of 2019. Through the Probit econometric model, it was possible to observe that young people aged between 18 and 24 years old, without education and those with complete or incomplete secondary education, living in the urban area, with retired people at home and located in the North and Northeast regions had the greatest chances of being in a situation of severe unemployment. There was also a negative relationship between the participation of at least one family member in the Bolsa Família Program and participation in learning programs about severe unemployment among young people.

**Keywords:** severe unemployment; young; brazilian regions.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66art1>

2. Doutoranda em economia rural pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC). *E-mail:* thyena.karen@hotmail.com. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/8414383719703109>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-9200-8901>.

3. Doutor em economia pelo PPGER/UFC. *E-mail:* erivelton.s.n@hotmail.com. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5255154540868781>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-2560-4866>.

4. Doutor em economia e professor do PPGER/UFC. *E-mail:* edwardcosta@ufc.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/0194745511728002>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-9187-8534>.

5. Doutor em economia e professor do PPGER/UFC. *E-mail:* jairandrade@ufc.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7374641262802257>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-6297-9558>.

## DESEMPLEO SEVERO ENTRE LOS JÓVENES BRASILEÑOS

Ante la dificultad de los jóvenes para encontrar trabajo y la relevancia del desempleo severo para este grupo, este estudio tuvo como objetivo medir la probabilidad de ocurrencia del desempleo severo, es decir, si lleva 1 año desempleado y busca trabajo, entre jóvenes de 16 a 29 años con base en datos de la Encuesta Nacional Continua por Muestreo de Hogares del segundo trimestre de 2019. A través del modelo econométrico Probit se pudo observar que los jóvenes entre 18 y 24 años, sin escolaridad y con enseñanza media completa o incompleta, residentes en el área urbana, con jubilados en casa y ubicados en las regiones Norte y Nordeste tenían mayor probabilidad de estar en situación de desempleo severo. También hubo una relación negativa entre la participación de al menos un miembro de la familia en el Programa Bolsa Familia y la participación en programas de aprendizaje sobre el desempleo juvenil severo.

**Palabras clave:** desempleo severo; jóvenes; regiones brasileñas.

**JEL:** J13; J64; J68.

### 1 INTRODUÇÃO

O desemprego é considerado um importante problema social que atinge tanto as economias desenvolvidas quanto as em desenvolvimento. No Brasil, o ano de 2014 marcou o início de uma crise econômica e política, dado o aumento das investigações de corrupção e pelo *impeachment* presidencial, acarretando, entre outros, um aumento na taxa de desocupação, passando de 6,9% em 2014 para 12,1% em 2019, de acordo com os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua referente ao período do segundo trimestre.

Apesar de o desemprego atingir todas as idades, segundo Cacciamali (2005), em todos os países, em geral, há maior incidência desse fenômeno entre os jovens. É nessa faixa etária que se concentra a maioria dos indivíduos que tentam ingressar no mercado de trabalho pela primeira vez, ou seja, apresentam desvantagem entre os demais pela falta de experiência, acarretando um custo de treinamento adicional às empresas que os contratam, gerando uma preferência, por meio destas, pela contratação de indivíduos adultos que apresentam experiência e hábitos de trabalhos sedimentados, com boas referências de ex-empregadores, gerando, portanto, restrições principalmente aos jovens que estão à procura de seu primeiro emprego (Silva, 2001; Ichino, Mealli e Nannicini, 2008).

É possível verificar essa maior incidência relatada quanto ao desemprego dos jovens a partir dos dados da PNAD Contínua 2019 no período do segundo trimestre, no qual se observa uma involução da taxa de desocupação no decorrer de maiores faixas etárias: a taxa de desocupação dos indivíduos de 14 a 17 anos era de 42,3%; de 18 a 24 anos, de 25,1%; de 25 a 39 anos, de 10,9%; de 40 a 59 anos, de 7,2%; e, por fim, de 60 ou mais anos era de 4,9%.

Estudos recentes consideram como jovens os indivíduos de até 29 anos em consequência do aumento da idade da população dependente financeiramente dos pais (Camarano, 2006). Segundo Bell e Blanchflower (2011), o desemprego dos jovens pode ainda trazer impactos tanto de curto quanto de longo prazo dada a possibilidade de aumentar o risco de pobreza, exclusão social e menor qualificação.

Apesar de ser considerado o principal indicador utilizado para a avaliação do mercado de trabalho, a taxa de desemprego pode estar associada a diferentes períodos de duração (Ramos, 2007). Segundo Kiefer (1988), o bem-estar do indivíduo depende mais da duração no qual fica desempregado do que o próprio fato de estar desempregado. Vale ainda ressaltar que, quando a permanência no estado de desemprego se estende por longos períodos, há uma redução de chances de reintrodução no mercado de trabalho, o que pode contribuir para a situação de desalento destes, ou seja, a desistência pela procura de trabalho (Arruda, Guimarães e Castelar, 2017). Dessa forma, de acordo com Bivar (1993), além de conhecer a taxa de desemprego, também é importante identificar o tempo de permanência dos indivíduos neste estado, bem como o tempo que eles empregam na busca de um emprego.

Nesse sentido, a literatura tem apresentado estudos que analisam a duração do desemprego, bem como seus determinantes. Entre eles, pode-se destacar Menezes-Filho e Pichetti (2000), Menezes e Da Cunha (2013), e Reis e Aguas (2014). Menezes-Filho e Pichetti (2000) analisaram os determinantes da duração do desemprego em São Paulo e observaram que: i) a duração esperada do desemprego foi inferior para os chefes de família e aqueles que apresentavam trabalho prévio; e ii) a duração do desemprego foi superior para indivíduos com maiores níveis de instrução, idades mais elevadas, mais experiências e que tinham trabalho prévio no setor formal. Menezes e Da Cunha (2013), por sua vez, analisaram a duração do desemprego no Brasil e notaram que a sua probabilidade de ocorrência foi superior para as mulheres, os indivíduos mais escolarizados, não brancos, moradores de regiões metropolitanas (RMs) e indivíduos que não eram chefes familiares. Reis e Aguas (2014) estudaram a duração do desemprego e as transições para o mercado formal, inatividade e informalidade, e evidenciaram que, embora indivíduos com maior duração no desemprego tenham apresentado mais propensão de transição para um emprego formal ou informal, também foram mais inclinados a passarem para a inatividade.

Apesar desses achados, ainda não foram realizadas pesquisas que tratem apenas dos jovens no estado de desemprego severo, ou seja, situação em que o jovem se encontra desempregado há pelo menos um ano e procura emprego, tampouco foram encontrados trabalhos que visaram analisar os determinantes desse tipo de desemprego para esse grupo de trabalhadores.

Nesse contexto, este estudo tem por objetivo mensurar a probabilidade de ocorrência do desemprego severo entre os jovens de 16 a 29 anos de idade, entre as regiões brasileiras, a partir dos dados da PNAD Contínua referente ao segundo trimestre de 2019, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em virtude de ser a base de dados mais recente e anterior ao ano da pandemia covid-19, por meio do modelo econométrico dicotômico *probit*, inovando, assim, com a literatura já existente. A partir dos resultados aqui encontrados, este estudo busca corroborar para a formulação de futuras políticas públicas, assim como ressalta a importância da criação de mecanismos que elevem a acumulação de capital humano como a aprendizagem profissional.

Este artigo está estruturado em cinco seções: i) introdução; ii) revisão de literatura, na qual se faz uma breve discussão sobre trabalhos existentes na literatura sobre o desemprego juvenil, bem como a duração no estado de desemprego; iii) metodologia utilizada; iv) resultados encontrados; e, por fim, v) considerações finais, concentrando os principais pontos encontrados no decorrer do estudo.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Dadas as crescentes taxas de desemprego dos últimos anos, tornam-se abrangentes os estudos que buscam analisar os determinantes sobre essa temática, como a sua incidência sobre características relacionadas à idade, ao gênero, à educação, à região, entre outros, assim como a duração destes no estado de desemprego.

No Brasil, Bivar (1993) foi o pioneiro a analisar a duração do desemprego. Em seu estudo, na RM de São Paulo, no período de janeiro de 1983 a dezembro de 1990, a partir dos dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), ele verificou que a duração média em que as pessoas se encontravam desempregadas era de seis meses. Além disso, constatou que 66% dos indivíduos permanecem neste estado por um período ainda maior.

Posteriormente, Menezes-Filho e Pichetti (2000) visaram investigar os determinantes do desemprego na RM de São Paulo em 1997 e observaram que sua duração era menor para os chefes de família e aqueles que já tinham trabalhado anteriormente; e maior para os que tinham mais educação, eram mais velhos, foram demitidos do trabalho anterior, tinham emprego prévio no setor formal e apresentavam mais experiência. Outro resultado relevante tratou-se da probabilidade condicional de encontrar emprego, que cresceu apenas do primeiro ao sexto mês, quando passou a reduzir.

Menezes e Da Cunha (2013) analisaram o perfil dos indivíduos que tinham mais probabilidade de sobrevivência no desemprego no Brasil, mais especificamente em seis RMs: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Recife, Salvador e Porto Alegre, de 2002 a 2011, utilizando a base de dados da PME. Esses autores verificaram

que o tempo médio em que os indivíduos ficaram desempregados foi de 9,25 meses, no qual a duração mínima foi de 0,03 mês e a máxima de 63 meses. Os indivíduos com menor probabilidade de permanência no desemprego são homens, brancos, chefes de família, com menores níveis educacionais, indivíduos entre 16 e 19 anos e residentes nas regiões de Belo Horizonte e Porto Alegre.

No período 2006-2013, por meio de dados da PME, Reis e Aguas (2014) verificaram a duração do desemprego e as transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. Para tanto, consideraram, especificamente, indivíduos entre 21 e 50 anos de idade. Entre os principais resultados, notaram que a escolaridade pode elevar a probabilidade de transição do desemprego para o emprego no setor formal, mas gera uma menor tendência de transição para o emprego informal e a inatividade. Indivíduos do sexo masculino foram mais propensos a transitarem do desemprego para o emprego formal e informal. Os autores ainda evidenciam que quanto maior a duração em que os indivíduos se encontram desempregados, maior a propensão de transitar para o emprego formal ou informal, dada a redução no salário de reserva, assim como também aumentam as chances de ficarem desalentados devido ao desestímulo na busca por emprego.

Apesar dos trabalhos mencionados e dos demais existentes na literatura sobre o perfil e a duração do desemprego entre os indivíduos, o desemprego severo, situação em que o trabalhador está desempregado por pelo menos um ano e ainda busca emprego, isto é, não se encontra em estado de desalento, foi inicialmente estudado por Ehrenberg e Smith (2016) e torna-se uma importante abordagem de estudo. Diante disso, segundo esses autores, traz consequências como o aumento dos indicadores de pobreza, informalidade, criminalidade e perda de bem-estar da sociedade, podendo resultar no aumento do desemprego estrutural e na desaceleração dos mecanismos de ajuste do mercado.

Dessa forma, diante da importância da análise do desemprego severo, entre estudos recentes, Arruda, Guimarães e Castelar (2016; 2017) analisaram os determinantes do desemprego severo na região Nordeste do país com base nos dados da PNAD de 2003 e 2013, e nas regiões Sul e Sudeste a partir dos dados da PNAD em 2013. A partir da utilização da modelagem econométrica dicotômica *probit*, os autores verificaram menor chance de permanência na situação de desemprego severo para os indivíduos do sexo masculino, os chefes de família, os mais jovens, e os que se declararam negros e tinham ensino superior completo ou em andamento, para ambas as regiões de estudo.

Não obstante, os estudos mencionados foram realizados em períodos anteriores à crise de 2014 descrita na seção anterior. Costa e Vieira Filho (2020), com base nos dados da PNAD Contínua do segundo trimestre de 2017, restringindo sua amostra aos trabalhadores rurais do Brasil e das regiões, observaram que a probabilidade de

estar no desemprego severo aumenta entre os indivíduos beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF), aos que possuem familiar aposentado e têm um nível de ensino baixo, enquanto ser pessoa de referência no domicílio, homem, não branco e ter idade entre 16 e 25 anos e 26 e 45 anos diminuem a probabilidade de ocorrência do desemprego severo. Os autores também verificaram uma heterogeneidade existente entre as regiões brasileiras, uma vez que os resultados apresentaram probabilidades com sinais diferentes entre elas.

Com o intuito de corrigir problemas relacionados ao desemprego, como a pobreza e a desigualdade social, o governo brasileiro adotou, entre outras políticas condicionadas à transferência de renda, o PBF, instituído em 2004. Esse programa tinha por objetivo a inclusão social de famílias em situação de pobreza mediante assistência aos serviços de saúde e educação às crianças e adolescentes (Campello, 2013).

Dessa forma, surgiram alguns estudos que buscaram investigar o impacto do PBF sobre a probabilidade de procurar emprego. Enquanto Santos *et al.* (2010), Cavalcanti *et al.* (2016), Costa *et al.* (2018) e Costa e Vieira Filho (2020) observaram uma relação negativa, Tavares (2009), Foguel e Barros (2010) e Teixeira (2011) afirmaram que o efeito do PBF é insuficiente para gerar incentivos a não procura por emprego. Ademais, quando se verifica essa relação especificamente voltada ao desemprego severo, Silva (2020), com base nos dados da PNAD Contínua de 2017, verifica uma probabilidade maior de estar no desemprego severo pelos beneficiários desse programa. Além disso, também indica menor probabilidade para os indivíduos mais jovens, homens, pessoa de referência no domicílio, com menor nível de escolaridade e localizados na região Sul do país.

Embora os estudos citados, em geral, indiquem menor probabilidade de o jovem permanecer no desemprego severo quando comparado às demais faixas etárias, há uma vasta literatura que trata da dificuldade de os jovens se inserirem no mercado de trabalho, entre eles, pode-se citar: Antigo e Machado (2006), Rocha (2008), Flori (2005), entre outros.

Segundo a atual Política Nacional de Juventude (PNJ), consideram-se jovens todos os indivíduos entre 15 e 29 anos de idade, podendo ainda os dividir em três grupos: i) jovens-adolescentes: entre 15 e 17 anos; ii) jovens-jovens: 18 a 24 anos; e iii) jovens-adultos: 25 a 29 anos. Os principais agravantes para a entrada dos jovens no mercado de trabalho se devem, principalmente, ao menor grau de escolaridade, pouca ou nenhuma experiência profissional, altas taxas de rotatividade e assimetria de informações (Flori, 2005; Rocha, 2008; Corseuil *et al.*, 2014; Cacciamali e Tatei, 2017).

Reis (2015) ainda afirma que, mesmo comparados a outros indivíduos da mesma faixa etária, os jovens sem experiência no mercado de trabalho têm chances menores de saírem do desemprego. Dessa forma, visando facilitar a entrada dos jovens no mercado de trabalho, foi instituída a Lei nº 10.097/2000, regulamentada pelo Decreto nº 5.598/2005, que se refere à lei brasileira de aprendizagem. Os programas de aprendizagem estimulam a empregabilidade dos jovens de 14 a 24 anos, especificamente no primeiro emprego, por meio do treinamento profissional sob a condição de aprendizes (Brasil, 2009; Calazans, Souza e Fischer, 2014).

De forma a verificar se a lei realmente auxilia na transição dos jovens para o mercado permanente, Corseuil *et al.* (2019), por meio dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) de 2001 a 2008, validaram a importância da lei tanto para a inserção nos empregos quanto para a redução da rotatividade.

Sendo assim, diante da importância da análise do desemprego severo e da dificuldade de os jovens encontrarem emprego, este trabalho tem por objetivo mensurar a probabilidade do jovem se encontrar no estado de desemprego severo.

### **3 METODOLOGIA**

#### **3.1 Fonte e tratamento dos dados**

Para mensurar a probabilidade de o jovem brasileiro permanecer por mais de doze meses desempregado, utilizaram-se os microdados da PNAD Contínua 2019. Com a finalidade de verificar, adicionalmente, a relação do PBF com o desemprego severo desses jovens, optou-se pelo uso das informações concentradas no segundo trimestre, que contempla um suplemento de informações do referido programa. Por se tratar de uma pesquisa de desenho amostral, utilizaram-se os pesos amostrais dos indivíduos como forma de tornar as inferências dos resultados consistentes para a população.

Com o objetivo de tornar a base de dados homogênea, aplicaram-se filtros de modo a contemplar apenas os jovens (com idade entre 16 e 29 anos) desempregados e que estavam à procura de emprego na semana de referência da pesquisa, totalizando 6.737.331 indivíduos. A variável de resultado é binária, sendo 0 representativa dos jovens desempregados à procura de emprego no período máximo de um ano; e 1 referindo-se aos jovens desempregados à procura de emprego há um ano ou mais. As demais variáveis consideradas na pesquisa foram selecionadas conforme sua relevância na dinâmica do desemprego severo no Brasil e seguiram os estudos de Arruda, Guimarães e Castelar (2016; 2017), Costa e Vieira Filho (2020) e Silva (2020).

**QUADRO 1**  
**Descrição das variáveis associadas ao desemprego severo**

Variável de resultado	Descrição
Desemprego severo	1 - Se o jovem estiver desempregado entre treze meses ou mais
	0 - Se o jovem estiver desempregado até doze meses
Variáveis explicativas	
Chefe de família	1 - Se o jovem for chefe de família
	0 - Se o jovem não for chefe de família
Programa Bolsa Família	1 - Se a família é beneficiária do Bolsa família
	0 - Se a família não é beneficiária do Bolsa Família
Aposentados na família	1 - Se a família tem aposentados
	0 - Se a família não tem aposentados
Sexo	1 - Se o jovem for do sexo masculino
	0 - Se o jovem for do sexo feminino
Raça/cor	1 - Se o jovem se declarar não negro
	0 - Se o jovem se declarar negro
Aprendizagem prévia	1 - Se o jovem tiver aprendizagem profissional prévia
	0 - Se o jovem não tiver aprendizagem profissional prévia
Situação censitária	1 - Se o jovem morar na zona urbana
	0 - Se o jovem morar na zona rural
Idade de 16 a 17 anos	1 - Se o jovem tem entre 16 e 17 anos
	0 - Caso contrário
Idade de 18 a 24 anos	1 - Se o jovem tem entre 18 e 24 anos
	0 - Caso contrário
Idade de 25 a 29 anos	1 - Se o jovem tem entre 25 e 29 anos
	0 - Caso contrário
Sem instrução	1 - Se o jovem não tiver instrução
	0 - Caso contrário
Ensino fundamental	1 - Se o jovem tiver ensino fundamental completo e/ou completo
	0 - Caso contrário
Ensino médio completo	1 - Se o jovem tiver ensino médio completo e/ou completo
	0 - Caso contrário
Ensino superior completo	1 - Se o jovem tiver ensino superior completo e/ou completo
	0 - Caso contrário

(Continua)

(Continuação)

Variável de resultado	Descrição
Norte	1 - Se o jovem residir na região Norte
	0 - Caso contrário
Nordeste	1 - Se o jovem residir na região Nordeste
	0 - Caso contrário
Sul	1 - Se o jovem residir na região Sul
	0 - Caso contrário
Centro-Oeste	1 - Se o jovem residir na região Centro-Oeste
	0 - Caso contrário
Sudeste	1 - Se o jovem residir na região Sudeste
	0 - Caso contrário

Elaboração dos autores.

A amostra utilizada nesta pesquisa é diferente das amostras contempladas na literatura, na medida em que se concentra exclusivamente nos jovens brasileiros, grupo que, segundo Flori (2005) e Corseuil *et al.* (2014), encontram mais dificuldades de inserção e permanência no mercado de trabalho, devido especialmente aos fatores relacionados à baixa experiência profissional. Ademais, incorporaram a aprendizagem prévia como determinante do desemprego severo, que tende a relacionar-se negativamente.

Ressalta-se que, no caso da variável relativa à aprendizagem prévia, consideraram-se os jovens com curso técnico e/ou qualificação profissional ligados ao Sistema S, ou seja, cursos técnicos ou qualificações profissionais fornecidos pelo Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (Senai), Serviço Social da Indústria (Sesi), Serviço Nacional de Aprendizagem do Comércio (Senac), Serviço Social do Comércio (Sesc), ou outra instituição de serviços nacionais de aprendizagem. Apesar de não ser um indicativo real da condição de jovem aprendiz, visto que o jovem que realiza curso técnico ou qualificação profissional no Sistema S não necessariamente o faz com contrato de aprendizagem, essa construção apresenta-se como uma *proxy* relevante. De acordo com o art. 429 da Consolidação das Leis Trabalhistas – CLT (Brasil, 1943), os estabelecimentos de qualquer natureza devem empregar e matricular nos cursos do Sistema Nacional de Aprendizagem um número de aprendizes entre 5% e 15% do total de trabalhadores existentes em cada estabelecimento nas quais as funções demandem formação profissional.

### 3.2 Modelo empírico

Para mensurar os determinantes da permanência por mais de doze meses na condição de desemprego severo por parte dos jovens brasileiros, aplicou-se o modelo *probit*, que fornecerá, estatisticamente, o efeito dos atributos pessoais dos jovens na condição de desemprego severo. Trata-se de um modelo adequado para análises de regressão em que a variável de resultado é binária. Sua estimação pode ser obtida a partir da seguinte equação de seleção (Long *et al.*, 1993; Coelho, Aguiar e Fernandes, 2009):

$$y_i^* = x_i^*a + u_i$$

em que  $x_i^*$  representa o vetor de covariadas que contempla os atributos pessoais dos jovens desempregados;  $u_i$  diz respeito aos erros aleatórios, sendo  $E(u_i) = 0$ ; e  $y_i^*$  reflete uma variável latente (contínua) não observada.

Supondo uma variável *dummy* discreta (assumindo 0 ou 1), tem-se que:

$$y_i = 1 \text{ caso } y_i^* > y_i^L$$

$$y_i = 0 \text{ caso } y_i^* \leq y_i^L$$

em que  $y_i^L$  indica o valor máximo determinante da condição de desemprego severo por parte dos jovens brasileiros. Logo, considerando as equações anteriores como representativas de uma variável aleatória com função de distribuição de probabilidade cumulativa  $f(\cdot)$  simétrica, observa-se que:

$$Prob(Y = 1|x) = F(x, a)$$

$$Prob(Y = 0|x) = 1 - F(x, a)$$

em que *Prob* reflete a probabilidade de o jovem estar na condição de desemprego severo. Considerar  $f(\cdot)$  implica garantia de que a probabilidade de o jovem encontrar-se na condição de desemprego severo esteja no intervalo de 0 a 1.

Nesta pesquisa, tem-se  $Y = 1$  quando o jovem estiver desempregado há mais de doze meses e mantém a busca pelo emprego; e  $Y = 0$  quando o jovem estiver desempregado há menos de um ano. O vetor  $x$  diz respeito às covariadas que apresentam impacto sobre a probabilidade de que os jovens estejam na condição de desemprego severo. O vetor  $a$ , por sua vez, refere-se ao impacto de alterações nas covariadas ( $x$ ) sobre a probabilidade de o jovem estar no desemprego severo, logo, observa-se que:

$$F(x, a) = x'a$$

Os estimadores de  $a$  são obtidos por meio da maximização da seguinte função de máxima verossimilhança (Coelho, Aguiar e Fernandes, 2009):

$$\log L = \sum_{i=1}^n y_i \log[F(x, a)] + \sum_{i=1}^n (1 - y_i) \log[1 - F(x, a)]$$

No modelo em questão, a estimação assume uma função de distribuição acumulada (FDA) da normal, ou seja:

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x_0} (1/\sqrt{2\sigma^2\pi}) e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

Desse modo, conclui-se que:

$$P_i = P(Y = 1|x) = \int_{-\infty}^{xa} \omega_t dt = \Phi x_i a$$

em que  $\omega_t$  relaciona-se à função de probabilidade cumulativa da distribuição normal padrão, com  $Y = 1$  representando a chance de sucesso, que, neste caso, conforme ressaltado, consiste na condição de desemprego severo, e  $Y = 0$ , caso contrário. Ressalta-se, no entanto, que os coeficientes das covariadas binárias não fornecem, diretamente, os efeitos marginais, que são mensurados de acordo com as seguintes equações:

$$\frac{\partial E \left[ \frac{Y}{x} \right]}{\partial x} = \left[ \frac{dF(x' a)}{d(x' a)} \right] a = f(x' a) a$$

em que  $f(\cdot)$  representa a função de densidade relacionada à distribuição acumulada  $F(\cdot)$ . Ademais, ressalta-se que a mensuração dos efeitos marginais pode ser feita por meio da avaliação das expressões nas médias amostrais ou avaliação dos efeitos marginais em cada observação, e utilização da média amostral dos efeitos marginais individuais.

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente, realizou-se a análise descritiva como forma de sintetizar as principais informações da amostra relacionadas às variáveis contempladas no estudo. Conforme se observa na tabela 1, aproximadamente 41% dos jovens trabalhadores brasileiros estavam na condição de desemprego severo, ou seja, à procura de emprego há mais de um ano, enquanto cerca de 58,9% dizem respeito aos desempregados que buscavam emprego há um período de tempo inferior (até doze meses).

Considerando os trabalhadores desempregados, cerca de 10,9% são chefes familiares, 47,8% são do gênero masculino e 33,9% são não brancos. Além disso, tendo em vista que se considerou na pesquisa os trabalhadores jovens, verifica-se que a idade média desses é majoritariamente de 21,84 anos, com 12,1% na faixa etária de 16 a 17 anos, 61,2% de 18 a 24 anos e 26,6% de 25 a 29 anos. Em termos médios, a parcela majoritária dos jovens desempregados brasileiros possui ensino médio completo e incompleto (61,8%) e somente 4,7% apresentaram aprendizagem prévia.

Com relação à região, observou-se que aproximadamente 45,7% concentraram-se na região Sudeste, seguida pelo Nordeste (28,2%), Sul (10,3%), Norte (8,5%) e Centro-Oeste (7,3%). Ademais, 91,4% dos jovens desempregados concentraram-se na zona urbana e cerca de 23% das famílias dos jovens possuem Bolsa Família e aposentadoria no domicílio.

**TABELA 1**  
**Estatísticas descritivas relacionadas aos jovens brasileiros desempregados**

Variáveis	Média <sup>1</sup>	Desvio-padrão	Desemprego severo	Desvio-padrão	Desemprego não severo	Desvio-padrão
Desemprego severo	0,410	0,492	-	0,000	-	0,000
Chefe da família	0,109	0,311	0,096	0,294	0,118	0,322
Programa Bolsa Família	0,231	0,421	0,234	0,424	0,228	0,419
Aposentado na família	0,230	0,421	0,248	0,432	0,217	0,412
Sexo	0,474	0,499	0,431	0,495	0,504	0,500
Raça/cor	0,339	0,473	0,341	0,474	0,337	0,473
Aprendizagem prévia	0,047	0,211	0,047	0,211	0,047	0,212
Situação censitária	0,914	0,281	0,920	0,272	0,910	0,287
Idade						
Idade	21,840	3,741	22,041	3,659	21,700	3,791
De 16 a 17 anos	0,121	0,327	0,102	0,303	0,135	0,342
De 18 a 24 anos	0,612	0,487	0,622	0,485	0,606	0,489
De 25 a 29 anos	0,266	0,442	0,276	0,447	0,260	0,438
Escolaridade						
Sem instrução	0,002	0,040	0,002	0,043	0,001	0,037
Ensino fundamental completo e incompleto	0,208	0,406	0,186	0,389	0,223	0,416
Ensino médio completo e incompleto	0,618	0,486	0,633	0,482	0,607	0,488
Ensino superior completo e incompleto	0,173	0,378	0,179	0,383	0,169	0,375
Região						
Norte	0,085	0,278	0,093	0,290	0,079	0,270
Nordeste	0,282	0,450	0,315	0,465	0,260	0,438
Sul	0,103	0,304	0,095	0,293	0,109	0,312
Centro-Oeste	0,073	0,260	0,058	0,235	0,083	0,276
Sudeste	0,457	0,498	0,439	0,496	0,469	0,499

Fonte: PNAD Contínua (2º trim. 2019).

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Todos os valores da média são expressos em termos de proporção, exceto a idade.

Considerando-se apenas os jovens no desemprego severo, tem-se que 9,6% são chefes de família, 33,4% fazem parte de famílias beneficiárias do PBF, 24,8% têm aposentado na família, 43,1% eram do sexo masculino, 34,1% possuem raça ou cor não branca, 4,7% apresentaram aprendizagem prévia e 92% localizam-se na zona urbana. A idade média dos jovens no desemprego severo foi de cerca de 22,04 anos, de modo que parcela majoritária (62,2%) encontrava-se na faixa etária de 18 a 24 anos, possuía ensino médio completo e incompleto (63,3%) e era pertencente à região Sudeste (43,9%).

Quanto aos jovens desempregados há menos de doze meses, notou-se que 11,8% eram chefes familiares, 22,8% participavam de famílias beneficiárias do Bolsa Família, 21,7% possuíam aposentados na família, 50,4% eram homens, 33,7% de cor ou raça não branca, 4,7% possuíam cursos de qualificação técnica ou profissional e 91% eram da zona urbana. Ademais, seguindo a tendência dos grupos analisados anteriormente, percebeu-se que a maior parte dos jovens, que apresentaram média de 21,7 anos de idade, encontraram-se na faixa etária dos 18 aos 24 anos (60,6%), tinham ensino médio completo ou incompleto (60,7%) e eram pertencentes à região Sudeste (46,9%).

Para verificar a influência dos atributos pessoais no desemprego severo de jovens brasileiros, estimou-se um modelo *probit*, nos quais os resultados são expostos na tabela 2. Inicialmente, ressalta-se que a estimação dos coeficientes das probabilidades de ocorrência do desemprego severo para o referido grupo foi obtida por meio da utilização de erros-padrões com variação robusta, por se tratar de um procedimento que visa à correção de possíveis problemas de heterocedasticidade. Além disso, observou-se a significância conjunta das variáveis contempladas na pesquisa, conforme a estatística de Wald e o teste de razão de verossimilhança, significativos a 1%. Em termos regionais, notou-se que parcela majoritária dos jovens desempregados à procura de emprego encontra-se na região Sudeste, sendo essa região, portanto, a referência regional no modelo.

Após implementação do desenho amostral, observou-se um total de 6.737.190 jovens brasileiros desempregados e que buscavam empregos, nos quais, conforme ressaltado, cerca de 41% estavam na condição de desemprego severo, ou seja, à procura de trabalho por um período superior a doze meses. Quanto às estimações, verificou-se que as variáveis apresentaram 1% de significância estatística, com exceção do PBF, que apresentou 5% de significância.

Conforme se observa, tem-se que as variáveis relativas à condição de pessoa referência no domicílio, ao sexo masculino e à cor não negra apresentam-se como atributos pessoais que reduzem a probabilidade de o jovem encontrar-se na condição de desemprego severo. No que concerne à pessoa referência no domicílio, tal resultado é condizente com as pesquisas de Arruda, Guimarães e Castelar (2016)

e Costa e Vieira Filho (2020) e pode ser explicado, conforme Araújo e Antigo (2016), pela necessidade de que os chefes familiares sustentem os outros membros da família, diferindo seus comportamentos frente aos não chefes, e, desse modo, procurem empregos com mais estabilidade. Além disso, Araújo e Antigo (2016) encontraram evidências de que a chance de saída do desemprego para o emprego é maior para os chefes familiares em relação aos não chefes familiares.

**TABELA 2**  
**Probabilidades e efeitos marginais do desemprego severo para os jovens brasileiros**

Variáveis	Coefficientes	Efeitos marginais
Pessoa de referência no domicílio	-0,17447*** (0,00166)	-0,06566*** (0,00061)
Programa Bolsa Família	-0,00356** (0,00127)	-0,00136** (0,00049)
Aposentadoria	0,10170*** (0,00119)	0,03920*** (0,00046)
Sexo	-0,18590*** (0,00100)	-0,07131*** (0,00038)
Raça/cor	-0,04017*** (0,00110)	-0,01541*** (0,00042)
Idade de 16 a 17 anos	-0,19850*** (0,00181)	-0,07459*** (0,00066)
Idade de 18 a 24 anos	0,04577*** (0,00117)	0,01754*** (0,00045)
Sem instrução	0,26174*** (0,01228)	0,10208*** (0,00482)
Ensino fundamental completo e incompleto	-0,04072*** (0,00174)	-0,01556*** (0,00066)
Ensino médio completo e incompleto	0,04582*** (0,00139)	0,01753*** (0,00053)
Aprendizagem prévia	-0,01758*** (0,00233)	-0,00672*** (0,00089)
Situação censitária	0,15936*** (0,00182)	0,05997*** (0,00067)
Norte	0,15726*** (0,00185)	0,06095*** (0,00072)
Nordeste	0,19653*** (0,00126)	0,07602*** (0,00049)
Sul	-0,04279*** (0,00173)	-0,01633*** (0,00066)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Coefficientes	Efeitos marginais
Centro-Oeste	-0,16146*** (0,00200)	-0,06079*** (0,00074)
Constante	-0,28434 (0,00249)	-
Número de observações		6.737.190
Wald chi2(11)		126323,85
Prob > chi2		0,0000
Log pseudolikelihood		-4498157,20
Pseudo R2		0,0138

Fonte: PNAD Contínua (2º trim. 2019) e dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*\* p < 0,05; \*\*\* p < 0,1.

2. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Quanto à variável indicativa do gênero, observou-se que as mulheres apresentaram mais chances de estarem no desemprego severo, quando comparadas aos homens. Esse resultado está de acordo com o verificado pela literatura, a exemplo de Cacciamali e Hirata (2005), Pereira e Oliveira (2017) e Cirino (2018), que encontraram evidências de discriminação de gênero, desfavorável às mulheres, para Bahia e São Paulo, Rio Grande do Sul e Brasil, respectivamente. Com relação à cor, os resultados acompanham o estudo de Costa *et al.* (2018), que indicam que os não brancos tendem a apresentar mais probabilidade de estarem no desemprego severo. Essa relação evidencia o fenômeno da discriminação racial no mercado de trabalho (Silva e Kassouf, 2002; Cunha, Araújo e Lima, 2015).

No que diz respeito à idade, observou-se que a faixa etária entre 16 e 17 anos afeta negativamente as chances de que esse grupo esteja no desemprego severo. Já os jovens com idade de 18 a 24 anos apresentam mais chances de estarem severamente desempregados. Ressalta-se que os jovens na faixa etária de 25 a 29 anos foram utilizados como referência na estimação, visto que, segundo Costa e Vieira Filho (2020), a idade pode ser considerada como *proxy* para a experiência. A relação negativa entre a faixa etária de 16 a 17 anos, quando comparada à faixa etária de 25 a 29 anos, e o desemprego severo pode estar relacionada ao fato de que os jovens pertencentes à referida faixa etária possuem mais oportunidades de trabalho proporcionadas pelo Programa Jovem Aprendiz. Corseuil, Foguel e Tomelin (2019), por exemplo, encontraram evidências de que a aprendizagem profissional prévia para jovens afeta positivamente suas empregabilidades e contribui na transição da aprendizagem para ocupações ligadas ao setor formal e para grandes empresas.

No que tange ao nível educacional, contemplaram-se os jovens com ensino superior completo e incompleto como referência na análise. Assim, os jovens sem instrução e aqueles com ensino médio completo e incompleto apresentaram menores

chances de estarem na condição de desemprego severo, enquanto o ensino fundamental completo e/ou incompleto reduziu as chances de os jovens estarem desempregados há mais de doze meses. Apesar da reduzida eficiência da aprendizagem profissional no estímulo ao acúmulo de capital humano específico e elevação da probabilidade de permanência dos jovens na mesma empresa de treinamento profissional, apontadas por Corseuil, Foguel e Gonzaga (2019), verificou-se, ao menos parcialmente, que a aprendizagem profissional prévia foi importante na redução das chances de que os jovens fiquem desempregados por mais de um ano. Assim, o programa de aprendizagem brasileiro contribuiu para a redução do desemprego severo jovem no país.

Quando verificado o efeito dos mecanismos de transferência de renda, quais sejam, Bolsa Família e/ou aposentadorias no domicílio, sobre o desemprego severo dos jovens em questão, observa-se, por um lado, um resultado negativo do PBF, contrário ao apresentado pela literatura, como em Teixeira (2011). Esse fato pode ser explicado pelo corte etário considerado na pesquisa, que se concentrou exclusivamente nos jovens de 16 a 29 anos e apresenta uma diferente particularidade. Vasconcelos *et al.* (2017), ao analisarem a relação entre o PBF e a probabilidade de que jovens entre 18 e 29 anos não trabalhem nem estudem, observaram que o benefício do Bolsa Família aumenta as chances de que os referidos jovens trabalhem ou estudem. Além disso, os autores evidenciaram um efeito superior para a participação no mercado de trabalho. Nesse sentido, é possível que essa especificidade explique uma menor chance de que jovens com beneficiários do Bolsa Família no domicílio estejam na condição de desemprego severo.

Por outro lado, nota-se que a probabilidade de o jovem se encontrar no desemprego severo cresce quando esse reside com aposentados no domicílio. Esse fato também foi encontrado no estudo de Costa e Vieira Filho (2020), que analisou os determinantes do desemprego severo para os grupos etários em termos agregados.

Ademais, assim como em Arruda, Guimarães e Castelar (2016) e Silva (2020), notou-se que jovens pertencentes ao meio urbano e residentes no Norte e Nordeste têm mais chances de estarem severamente desempregados, visto que essa zona censitária acomoda parcela majoritária desse grupo, e essas regiões são caracterizadas por apresentarem taxas de escolarização e qualificação mais baixas (Piacenti, Alves e Lima, 2008).

A análise anterior apresentou as chances a favor das variáveis contempladas na pesquisa sobre a probabilidade de que os jovens de 16 a 29 anos estejam no desemprego severo. No entanto, para um entendimento mais aprofundado dessa dinâmica, faz-se relevante observar a probabilidade de tais efeitos, em termos de magnitude. Para tanto, estimaram-se os efeitos marginais, também demonstrados na tabela 2.

Conforme observado, verifica-se que jovens chefes de família, homens e com raça/cor não branca<sup>6</sup> possuem cerca de 6,56%, 7,13% e 1,54%, respectivamente, menos chances de estarem severamente desempregados. No que se refere à idade, evidenciou-se que jovens com idades de 16 a 17 anos e 18 a 24 anos apresentaram, de modo respectivo, probabilidades de aproximadamente 7,46% a menos e 1,75% a mais de estarem desempregados há mais de doze meses, quando comparados aos jovens com idade de 25 a 29 anos.

Verifica-se ainda que, em se tratando dos níveis de instrução, jovens sem instrução e com nível médio completo e/ou incompleto têm mais probabilidade de estarem no desemprego severo do que jovens com ensino superior completo e/ou incompleto, visto que, de forma respectiva, as magnitudes são de 10,21% e 1,75%. Os jovens com nível fundamental completo e/ou incompleto, quando comparados aos jovens com nível superior completo e/ou incompleto, têm 1,56% menos probabilidade de estarem desempregados há mais de doze meses. Apesar do baixo efeito, o programa de aprendizagem, importante mecanismo que visa à facilitação da transição do jovem para o primeiro emprego, foi capaz de reduzir em cerca de 0,67% o desemprego severo.

Com relação às aposentadorias e ao PBF, tem-se que, quando as famílias possuem aposentados, a probabilidade do desemprego severo se eleva em aproximadamente 3,92%. Em contrapartida, apesar do baixo efeito do PBF, há menor chance desse tipo de desemprego para os jovens que contam com esse benefício no domicílio (-0,14%).

Os resultados indicaram ainda que jovens residentes na zona urbana, quando comparados aos residentes na zona rural, têm cerca de 6% mais chances de estarem sem emprego há mais de um ano. Ademais, apenas os jovens localizados nas regiões Sul e Centro-Oeste expuseram menores chances de estarem severamente desempregados, 1,63% e 6,08%, respectivamente, considerando-se a região Sudeste como referência.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho utilizou microdados do segundo trimestre relativos à PNAD Contínua 2019, para, por meio do modelo *probit*, analisar os determinantes da condição de desemprego severo por parte dos jovens brasileiros, grupo caracterizado por apresentar mais dificuldades de inserção no mercado profissional pela baixa qualificação e experiência profissional. Para tanto, consideraram-se atributos pessoais dos

---

6. A interpretação das variáveis relativas à raça/cor e ao PBF foram inspiradas nos estudos de Arruda, Guimarães e Castelar (2016) e Costa e Vieira Filho (2020). Ressalta-se que essas variáveis se correlacionam com a renda familiar, variável omitida no modelo, que pode influenciar o desemprego severo. No entanto, ambas as variáveis foram significativas, indicando uma correlação fraca entre elas, e, portanto, acredita-se que seus resultados fornecem bons indícios de que essas geram efeitos sobre o desemprego severo.

jovens, como a condição pessoa referência no domicílio, sexo, cor, aprendizagem profissional prévia, situação censitária, idade, escolaridade, região e a presença de aposentados e beneficiários do PBF no domicílio.

Por um lado, os resultados obtidos evidenciaram que os jovens com idade entre 18 e 24 anos, residentes na zona urbana, com aposentados no domicílio e localizados nas regiões Norte e Nordeste apresentaram mais chances de estarem severamente desempregados. A maior chance de desemprego por mais de um ano também foi identificada para jovens sem instrução e com nível médio completo e/ou incompleto, quando comparados aos jovens com nível superior completo e/ou incompleto.

Por outro lado, observou-se que jovens do sexo masculino, não brancos, chefes de família, partícipes de programas de aprendizagem e residentes nas regiões Sul e Centro-Oeste expuseram menores chances de estarem na condição de desemprego severo. As chances de estarem condicionados a essa tipificação de desemprego também foram menores para jovens com idade de 16 a 17 anos, quando comparados aos jovens de 25 a 29 anos, e para jovens com fundamental completo e/ou incompleto, quando comparados aos que possuíam nível superior completo e/ou incompleto.

Apesar disso, a relação negativa entre o desemprego severo e a participação de ao menos um membro familiar no PBF, bem como a relação negativa desse tipo de desemprego e a participação dos jovens em cursos técnicos e/ou de qualificação profissional, foram os resultados que mais se destacaram no estudo. O primeiro difere do observado pela literatura, que aponta para um possível “efeito preguiça” do programa de transferência de renda em questão, bem como para sua importância na redução do desemprego severo de jovens. O segundo, a despeito dos problemas do programa brasileiro de aprendizagem profissional na permanência de jovens no mercado de trabalho, documentado pela literatura, evidenciou importante redução da aprendizagem profissional prévia nas chances de que os jovens estejam desempregados há mais de doze meses, apesar de que, em termos de magnitude, o efeito tenha sido próximo de zero.

Desse modo, por meio dos resultados observados, buscou-se contribuir no debate acerca do desemprego severo de jovens no mercado de trabalho brasileiro ao fornecer panorama nacional e regional a respeito desse fenômeno. Tal análise pode subsidiar a formulação de políticas públicas para esse grupo de trabalhadores, caracterizado por apresentar mais dificuldades de inserção no mercado profissional, quando comparado aos demais grupos etários. Ressalta-se a importância da criação de mecanismos que elevem a acumulação de capital humano, especialmente nas regiões mais afetadas pelo desemprego severo jovem, a saber, Norte e Nordeste. Ademais, conforme encontrado, a aprendizagem profissional tem potencial para ser um elemento relevante na mitigação do desemprego severo jovem. Sugere-se, portanto, um olhar focalizado em programas de aprendizagem profissional, de modo

a ampliar o efeito positivo desses sobre a redução do desemprego severo jovem no Brasil. Ademais, sugere-se, como pesquisa futura, a análise da qualidade do emprego associada à redução do desemprego severo ocasionada pelos programas brasileiros de aprendizagem, investigando-se a relação entre formalidade e informalidade do trabalho no qual o jovem se insere.

## REFERÊNCIAS

- ANTIGO, M. F.; MACHADO, A. F. Transições e duração do desemprego: uma revisão da literatura com novas evidências para Belo Horizonte. **Nova Economia**, v. 16, n. 3, p. 375-406, dez. 2006.
- ARAÚJO, J. P. F.; ANTIGO, M. F. Desemprego e qualificação da mão de obra no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 20, n. 2, p. 308-335, 2016.
- ARRUDA, E. F.; GUIMARÃES, D. B.; CASTELAR, I. Desemprego severo no Nordeste brasileiro: uma análise para 2003 e 2013. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 47, n. 1, p. 101-116, 2016.
- ARRUDA, E. F.; GUIMARÃES, D. B.; CASTELAR, I. Uma análise do desemprego severo nas regiões Sul e Sudeste do Brasil em 2013. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 48, p. 207-228, 2017.
- BELL, D. N. F.; BLANCHFLOWER, D. G. **Youth unemployment in Europe and the United States**. Bonn: IZA, abr. 2011. (Discussion Paper Series, n. 5673).
- BIVAR, W. Estimativas da duração média do desemprego no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 2, p. 275-312, ago. 1993.
- BRASIL. Ministério do Trabalho. **Manual da aprendizagem: o que é preciso saber para contratar o aprendiz**. 3. ed. Brasília: MTE, 2009. Disponível em: <https://abre.ai/ckjT>. Acesso em: 10 dez. 2021.
- BRASIL. Presidência da República. Decreto-lei nº 5.452, de 1º de maio de 1943. Aprova a consolidação das leis do trabalho. **Diário Oficial da União**, Brasília, 9 ago. 1943. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/decreto-lei/Del5452compilado.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/Del5452compilado.htm). Acesso em: 19 out. 2023.
- CACCIAMALI, M. C. **Mercado de trabajo juvenil: Argentina, Brasil y México**. Genebra: OIT, mar. 2005. v. 1, p. 1-35. (Employment Strategy Papers, 2005/2).
- CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A influência da raça e do gênero nas oportunidades de obtenção de renda: uma análise da discriminação em mercados de trabalho distintos – Bahia e São Paulo. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 4, p. 767-795, 2005.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Impacto do desemprego e da informalidade sobre a empregabilidade e a renda futura do jovem. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, Brasília, n. 16, p. 57-69, 2017. Disponível em: [http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7939/1/BRU\\_n16\\_Impacto.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7939/1/BRU_n16_Impacto.pdf). Acesso em: 10 dez. 2021.

CALAZANS, F. D.; SOUSA, J. P. Z. M.; FISCHER, L. Programa de aprendizagem profissional e sua contribuição mercadológica: uma análise sob as perspectivas aprendiz, professor e empresa. **Bioenergia em Revista: Diálogos**, v. 3, n. 1, p. 35-58, 2014.

CAMARANO, A. A. (Org.). **Transição para a vida adulta ou vida adulta em transição?** Rio de Janeiro: Ipea, 2006.

CAMPELLO, T. Uma década derrubando mitos e superando expectativas. *In*: CAMPELLO, T.; NERI, M. C. (Org.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília: Ipea, 2013. p. 15-24.

CAVALCANTI, D. M. *et al.* Impactos do Programa Bolsa Família na renda e na oferta de trabalho das famílias pobres: uma abordagem usando o efeito quantílico de tratamento. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 2, p. 173-201, 2016.

CIRINO, J. F. Discriminação por gênero no mercado de trabalho: uma comparação do diferencial de rendimento entre homens e mulheres para os anos de 2002 e 2014. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 51, p. 221-253, 2018.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D.; FERNANDES, E. A. Padrão de consumo de alimentos no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 2, p. 335-362, jun. 2009.

CORSEUIL, C.; FOGUEL, M. N.; GONZAGA, G. Apprenticeship as a stepping stone to better jobs: evidence from Brazilian matched employer-employee data. **Labour Economics**, v. 57, p. 177-194, abr. 2019.

CORSEUIL, C. H. *et al.* A rotatividade dos jovens no mercado de trabalho formal brasileiro. *In*: CORSEUIL, C. H.; BOTELHO, R. U. **Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros**. Brasília: Ipea, 2014.

CORSEUIL, C. H. L.; FOGUEL, M. N.; TOMELIN, L. F. Uma avaliação de impacto de um programa de qualificação profissional na empresa sobre a inserção dos jovens no mercado de trabalho formal. **Economia Aplicada**, v. 23, n. 1, p. 161-184, 2019.

COSTA, E. M.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Desemprego severo no meio rural brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 14, n. 1, p. 1-25, 2020.

COSTA, R. A. *et al.* Impactos do Programa Bolsa Família no mercado de trabalho e na renda dos trabalhadores rurais. **Nova Economia**, v. 28, n. 2, p. 385-416, 2018.

CUNHA, D. A. da; ARAÚJO, A. A. de; LIMA, J. E. de. Determinantes do desemprego e inatividade de jovens no Brasil metropolitano. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 9, n. 3, p. 369-392, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.25070/rea.v9i3.191>.

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S.; HALLOCK, K. F. **Modern labor economics: theory and public policy**. 12. ed. Londres: Routledge, 2016.

FLORI, P. Desemprego de jovens no Brasil. **Revista da ABET**, v. 5, n. 1, p. 30-60, 2005.

FOGUEL, M. N.; BARROS, R. P. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, p. 259-293, jun. 2010.

ICHINO, A.; MEALLI, F.; NANNICINI, T. From temporary help jobs to permanent employment: what can we learn from matching estimators and their sensitivity? **Journal of Applied Econometrics**, v. 23, n. 3, p. 305-327, abr. 2008.

KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. **Journal of Economic Literature**, v. 26, p. 646-679, jun. 1988.

LONG, W. J. *et al.* Uma comparação de regressão logística para indução de árvore de decisão em um domínio médico. **Computadores e Pesquisa Biomédica**, v. 26, n. 1, p. 74-97, 1993.

MENEZES-FILHO, N. A.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, p. 23-48, abr. 2000.

MENEZES, A. I.; DA CUNHA, M. S. Uma análise da duração do desemprego no Brasil (2002-2011). **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 13, n. 1, p. 37-58, 2013.

PEREIRA, R. M.; OLIVEIRA, C. A. Discriminação por gênero no mercado de trabalho local: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul. **Análise Econômica**, v. 35, n. 68, p. 87-116, set. 2017.

PIACENTI, C. A.; ALVES, L. R.; LIMA, J. F. O perfil locacional do emprego setorial no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 39, n. 3, p. 482-502, 2008.

RAMOS, L. **O desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro: tendências, fatos estilizados e padrões espaciais**. Rio de Janeiro: Ipea, jan. 2007. 46 p. (Texto para Discussão, n. 1255).

REIS, M. Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 1, p. 125-143, 2015.

REIS, M.; AGUAS, M. Duração do desemprego e transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 1, p. 35-50, 2014.

ROCHA, S. A inserção dos jovens no mercado de trabalho. **Caderno CRH**, v. 21, n. 54, p. 533-550, 2008.

SANTOS, G. C. *et al.* Mercado de trabalho e rendimento no meio rural brasileiro. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 3, p. 355-379, 2010.

SILVA, C. B. **Desemprego severo no Brasil**: uma análise da relação do Programa Bolsa Família no desemprego rural e urbano. 2020. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2020.

SILVA, N. D. V. **Jovens brasileiros**: o conflito entre estudo e trabalho e a crise de desemprego. 2001. 131 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 99-115, 2002.

TAVARES, P. A. *et al.* Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 39, n. 1, p. 25-58, abr. 2009.

TEIXEIRA, C. G. Nota técnica: efeitos da transferência de renda na oferta de trabalho. **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, Brasília: Ipea, n. 46, p. 37-46, fev. 2011.

VASCONCELOS, A. M. *et al.* Programa Bolsa Família e geração “nem-nem”: evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, n. 2, p. 233-257, 2017.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; JUDGE, G. G. **Learning and practicing econometrics**. Nova York: John Wiley & Sons, 1993. 866 p.

LIMA, G. A. C. *et al.* Calcium intake: good for the bones but bad for the heart? An analysis of clinical studies. **Archives of Endocrinology and Metabolism**, v. 60, n. 3, p. 252-263, jun. 2016.

MENEZES-FILHO, N.; PICCHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego no Brasil metropolitano: 1984-1998. *In*: CHAHAD, J.; MENEZES FILHO, N. (Org.). **Mercado de trabalho no Brasil**: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças. São Paulo: LTR, 2002. p. 55-79.

POCHMANN, M. **A batalha pelo primeiro emprego**: a situação e as perspectivas do jovem no mercado de trabalho brasileiro. São Paulo: Publisher, 2007.

Data da submissão em: 20 set. 2022.

Primeira decisão editorial em: 3 jan. 2023.

Última versão recebida em: 4 mar. 2023.

Aprovação final em: 27 jul. 2023.



# O BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA E A CIDADANIA FINANCEIRA: UMA ABORDAGEM MULTIDIMENSIONAL<sup>1</sup>

Daniel Alvarez Firmino<sup>2</sup>

Igor Santos Tupy<sup>3</sup>

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira<sup>4</sup>

Reitera-se, neste artigo, que bancarizar os desbancarizados é apenas uma etapa do processo de cidadania financeira. Ao utilizar-se uma abordagem pautada em contrafatuais, são encontradas evidências de que o Benefício de Prestação Continuada (BPC) é capaz de promover o acesso a serviços financeiros formais, ou seja, contribui para a bancarização de seus beneficiários. Por sua vez, o programa não consegue impactar positivamente a intensidade de uso, e também não logra êxito em estender a seus beneficiários melhores condições de acesso e uso. Desse modo, comprova-se, aqui, a necessidade de atentar para as condições que regem o relacionamento das famílias brasileiras com o sistema financeiro formal, para que a inclusão financeira não se materialize apenas como concessão e ocorrência de crédito, ou que se confunda com bem-estar, dentro de um contexto caracterizado por fragilização ou suspensão de estruturas de proteção social.

**Palavras-chave:** Benefício de Prestação Continuada; inclusão financeira; cidadania financeira.

## THE CONTINUOUS BENEFIT OF WELFARE AND FINANCIAL CITIZENSHIP: A MULTIDIMENSIONAL APPROACH

It is reiterated in this article that banking the unbanked is just one step in the process of financial citizenship. By using a quasi-experimental approach and using an approach based on counterfactuals, evidence is found that the Continued Provision Benefit is capable of promoting access to formal financial services, that is, it contributes to the banking of its beneficiaries. On the other hand, the program is not able to positively impact the intensity of use, nor is it successful in extending better conditions of access and use to its beneficiaries. Thus, it is proved here, the need to pay attention to the conditions that govern the relationship of Brazilian families with the formal financial system so that financial inclusion does not materialize only as the granting and occurrence of credit, or that it is confused with well-being, within a context characterized by the weakening or suspension of social protection structures.

**Keywords:** Benefício de Prestação Continuada; financial inclusion; financial citizenship.

---

1. DOI: DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66art2>

2. Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). *E-mail:* [alvarezdaniel231191@gmail.com](mailto:alvarezdaniel231191@gmail.com); Lattes: <http://lattes.cnpq.br/9603245214908047>; Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-8071-6196>.

3. Professor do Departamento de Economia na UFV. *E-mail:* [igor.tupy@ufv.br](mailto:igor.tupy@ufv.br); Lattes: <http://lattes.cnpq.br/3480996563623448>; Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-3894-0340>.

4. Professora do Departamento de Ciências Econômicas na Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). *E-mail:* [ahermeto@cedeplar.ufmg.br](mailto:ahermeto@cedeplar.ufmg.br); Lattes: <http://lattes.cnpq.br/4296821710899356>; Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-8331-1928>.

## EL BENEFICIO DE PRESTACIÓN CONTINUA Y LA CIUDADANÍA FINANCIERA: UN ENFOQUE MULTIDIMENSIONAL

Se reitera en este artículo que bancarizar a los no bancarizados es solo un paso en el proceso de ciudadanía financiera. Mediante un enfoque cuasi-experimental y utilizando un enfoque basado en contrafactuales, se encuentra evidencia de que el Beneficio de Provisión Continuada es capaz de promover el acceso a los servicios financieros formales, es decir, contribuye a la bancarización de sus beneficiarios. Por otro lado, el programa no logra impactar positivamente la intensidad de uso, ni logra extender mejores condiciones de acceso y uso a sus beneficiarios. Así, aquí se demuestra, la necesidad de prestar atención a las condiciones que rigen la relación de las familias brasileñas con el sistema financiero formal para que la inclusión financiera no se materialice sólo como concesión y ocurrencia de crédito, o que se confunda con bien -siendo, en un contexto caracterizado por el debilitamiento o suspensión de las estructuras de protección social.

**Palabras clave:** Benefício de Prestação Continuada; inclusão financeira; cidadania financeira.

**JEL:** D04; D63; G50.

### 1 INTRODUÇÃO

A partir da segunda metade dos anos 1990, observou-se uma crescente discussão a respeito da exclusão financeira, quando o tema começou a ganhar força em estudos de nível global, muitas vezes sendo relacionado a questões que permeiam a pobreza, sua multidimensionalidade e as desigualdades sociais e regionais (Ozili, 2020). Pode-se definir exclusão financeira como o processo pelo qual pessoas de baixa renda e outros grupos minoritários são direta ou indiretamente excluídos do sistema financeiro formal, sendo-lhes negado, sistematicamente, acesso igualitário (ou qualquer acesso) aos serviços financeiros comerciais (Dymski e Li, 2003; Leyshon, 2009).

Embora o fornecimento de serviços financeiros deva ser visto como ponto de partida, em uma nova perspectiva, a cidadania financeira deve ser pensada como um processo de extensão de serviços financeiros, de maneira que aqueles indivíduos anteriormente excluídos possam utilizá-los de modo seguro, conveniente e sem grandes encargos financeiros. Ou seja, cidadania financeira é muito mais do que bancarizar os desbancarizados, e inclui conceder acesso a operações de crédito, poupança e seguros que vão de encontro à necessidade dos mais pobres, comprometendo o mínimo de seu orçamento familiar (Arun e Kamath, 2015; Dymski e Li, 2003).

No cerne da análise construída por este artigo, é considerada a participação das famílias no Benefício de Prestação Continuada (BPC), tal como feito por Neri (2014) e Lana (2015) para o Programa Bolsa Família (PBF). Adicionalmente, em linha com Sharma e Pais (2008), adota-se uma abordagem multidimensional, expandindo-se os resultados obtidos na literatura para além do nível de acesso,

ao se incluir a intensidade do uso, bem como as condições sobre as quais acesso e uso se materializam.

Para que fosse possível avaliar o impacto do BPC sobre o nível de cidadania financeira das famílias brasileiras, este artigo utilizou a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2017-2018, traçando uma abordagem quase-experimental, utilizando o *framework* dos modelos de tratamento. Estes são responsáveis por permitir uma abordagem quase-experimental do problema tratado, e viabilizam que as famílias impactadas pelo programa sejam comparadas com outras famílias que não recebem o benefício, mas possuem características similares ou comparáveis às abordadas no estudo. Torna-se, assim, o processo de inferências mais robusto.

Este texto apresenta, a seguir, um arcabouço conceitual dos canais de impacto do programa BPC, que permitem situar o seu potencial na consecução da inclusão financeira da população mais pobre. Em seguida, é apresentado o conjunto de ferramentas metodológicas e estratégias empíricas utilizadas para cumprir os objetivos propostos. Na terceira seção, são apresentados e explorados analiticamente os resultados obtidos. Por fim, a última seção se dedica a apresentar as conclusões tiradas dos resultados obtidos, quando confrontados aos resultados presentes na literatura que trata do tema.

## 2 O BPC E OS MECANISMOS ACELERADORES DA CIDADANIA FINANCEIRA

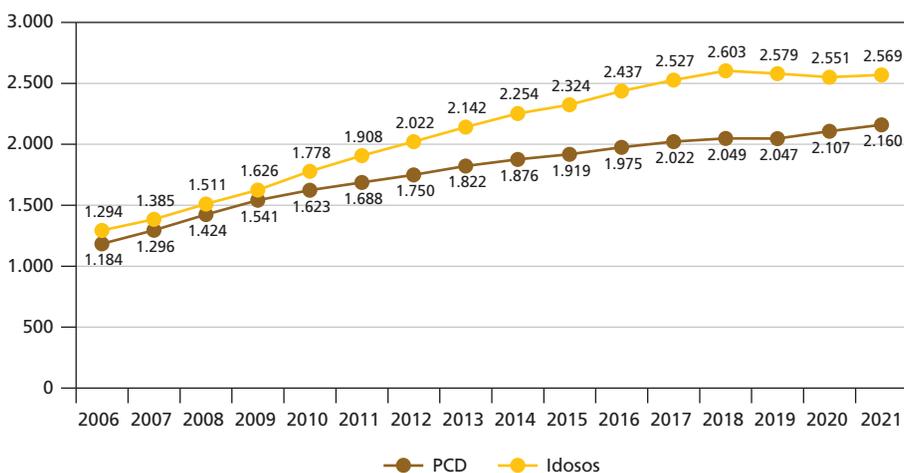
O BPC possui suas raízes na Renda Mensal Vitalícia (RMV), que, na década de 1970, assistia pessoas idosas e pessoas com deficiência de baixa renda. Abarcado pela Previdência Social, o quadro de beneficiários da RMV foi consideravelmente ampliado no período 1975-1983, até que, em virtude de restrições orçamentárias, notou-se a importância de um orçamento específico fora do âmbito da Previdência Social. Diante disso, partindo da Constituição Federal de 1988 (CF/1988) e da aplicação da Lei Orgânica de Assistência Social (Loas), de 1993, os benefícios de natureza assistencial passaram a ser custeados pelo Tesouro Nacional. Com isso, passaram a ser denominados de benefícios de Prestação Continuada (BPCs), agregando a RMV, as pensões mensais vitalícias (PMVs) e os amparos assistenciais (Schwarzer e Querino, 2002).

Dito isso, é importante que se diferencie a aposentadoria do BPC. Diferentemente da aposentadoria, ligada à Previdência Social, que se mantém organizada sob a base de contribuição de empregados e empregadores e garante proteção contra riscos sociais para aqueles que dispõem de contratos formais de trabalho, o BPC emerge da CF/1988 como uma segunda garantia de renda, e é vinculado à seguridade social (Jaccoud, 2009).

O programa possui natureza não contributiva e visa à proteção de idosos e deficientes, em situação de pobreza ou extrema pobreza. Atualmente, o BPC garante uma renda de solidariedade nacional, através do pagamento de um benefício mensal de 1 salário mínimo (SM) a pessoas idosas com 65 anos de idade, ou mais, que possuam renda familiar *per capita* inferior a um quarto do SM vigente. Além de idosos, são amparadas pessoas com deficiência incapazes de trabalhar, de levar uma vida independente, bem como possuam renda familiar *per capita* inferior a um quarto do SM vigente (Jaccoud, 2009; Paulo, Wajman e Oliveira, 2013).

Em outros termos, o BPC estende a uma parcela consideravelmente excluída socialmente os elementos de proteção social. O programa mantém uma evolução no número de beneficiários desde 1996, sendo possível observar uma evolução do contingente de aproximadamente 2,478 milhões de pessoas em 2006, sendo 52,2% pessoas com deficiência, para 4,73 milhões em 2021, das quais 54,3% com deficiência. Essa evolução representa um aumento na base de beneficiários de 52,39%. Em todo o período, a média de crescimento de beneficiários idosos e pessoas portadoras de deficiência (PCD) foi de 4,1% e 4,7%, respectivamente, sendo possível observar decréscimo apenas em 2019 e em 2020.<sup>5</sup>

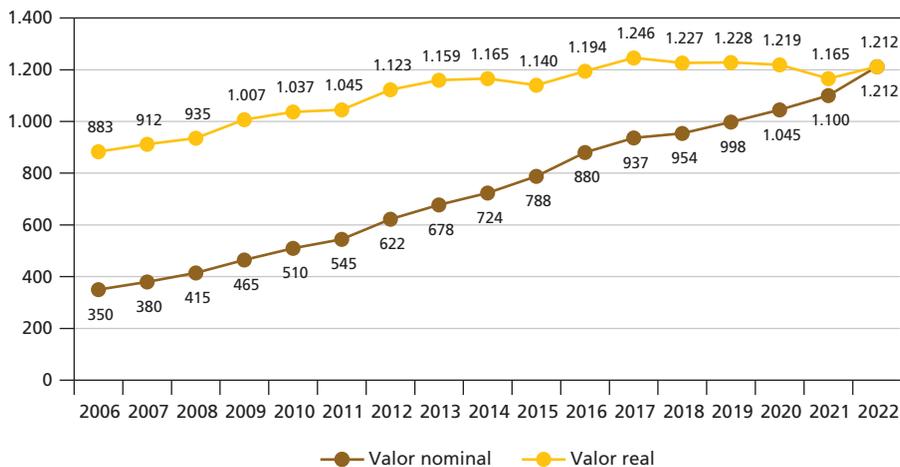
GRÁFICO 1  
Evolução dos beneficiários do BPC (2006-2021)  
(Em 1 milhão)



Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social.  
Elaboração dos autores.

5. Disponível em: [http://www.mds.gov.br/relecris/bpc/download\\_beneficiarios\\_bpc.htm](http://www.mds.gov.br/relecris/bpc/download_beneficiarios_bpc.htm). Acesso em: 12 maio 2022.

GRÁFICO 2  
Evolução do salário mínimo (2006-2022)  
(Em R\$)



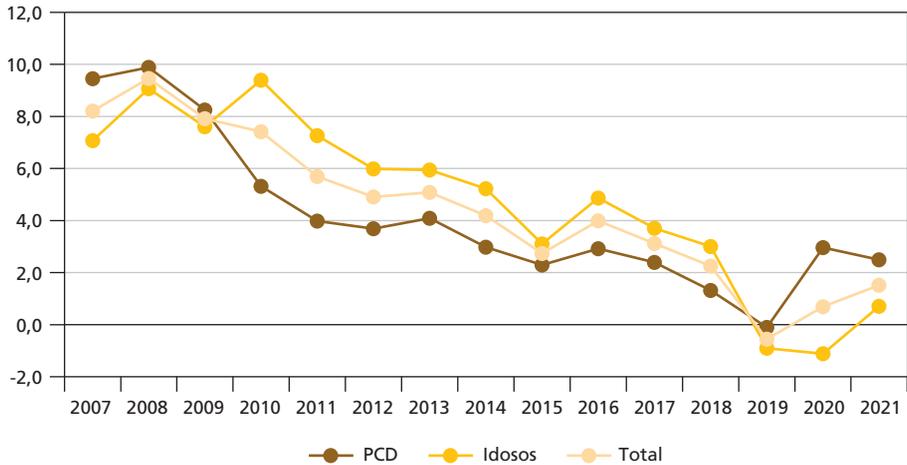
Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social.  
Elaboração dos autores.

Conforme observado por Paulo, Wajnman e Oliveira (2013), em termos de seguridade social, os idosos brasileiros experienciaram pelo menos uma década de expansão de direitos, com reflexo na expansão dos beneficiários de políticas como o BPC. No entanto, tal trajetória foi interrompida em 2019, ano em que se observou, de forma inédita, a redução na quantidade de pessoas que receberam o benefício. A quebra estrutural é explicada por Paiva e Pinheiro (2021); de acordo com as autoras, está ligada a mudanças de processos administrativos, entre eles a adesão via Cadastro Único, a criação de procedimentos de averiguação da renda *per capita* e a digitalização do atendimento ao beneficiário. Mesmo concedendo destaque à importância da transformação digital, é observado por Paiva e Pinheiro (2021) que a formulação deste processo aplicado ao BPC não considera as características de seus beneficiários, pessoas que ainda encontram dificuldades no uso de ferramentas de tecnologia da informação (TI). A seguir, é possível observar a redução nas taxas de crescimento dos beneficiários do programa.

GRÁFICO 3

## Taxa de crescimento dos beneficiários, por grupo (2007-2021)

(Em %)



Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social. Disponível em: [http://www.mds.gov.br/relecrs/bpc/download\\_beneficiarios\\_bpc.htm](http://www.mds.gov.br/relecrs/bpc/download_beneficiarios_bpc.htm). Acesso em: 3 ago. 2021.  
Elaboração dos autores.

Apesar da importância das temáticas, durante o levantamento bibliográfico realizado para a construção deste trabalho, não foram encontrados estudos dedicados a avaliar o impacto do BPC sobre a inclusão financeira. Ainda assim, em grande medida, os mecanismos de impacto sobre a inclusão financeira do BPC seguem a mesma lógica do PBF, apresentada em Lana (2015) e Neri (2014).

O recebimento de recursos por meio do sistema bancário é responsável por fomentar uma nova forma de relacionamento dos beneficiários, que pode representar oportunidades, por meio de mais acesso e apresentação de outros produtos, serviços financeiros, ou riscos, por seu mau uso (Lana, 2015). O programa, hoje em dia, concede mensalmente, e de modo vitalício, 1 SM a seus beneficiários. Em virtude disso, há teoricamente, na transferência de renda, dois mecanismos aceleradores da cidadania financeira: o aumento do nível de riqueza dos beneficiários e o aumento da renda.

Apesar disso, conforme observado por Beck e De La Torre (2006), e explicitado anteriormente, fatores sociais e culturais podem prejudicar a efetivação da demanda, mesmo com o aumento de renda. É por isso que a forma de concessão do programa é tão importante e deve ser considerada neste contexto. O recebimento do BPC se dá através de uma conta bancária que pode ser movimentada via cartão magnético, e isso faz com que um contingente muito grande de excluídos passe a ter relacionamento direto com o sistema financeiro formal.

Além disso, os beneficiários do BPC são elegíveis ao crédito consignado, tornando-os mais propensos a usar o sistema financeiro.

Por sua vez, a concessão dessa modalidade de crédito representa um risco para o processo de cidadania financeira, uma vez que, quando a materialização da inclusão financeira acontece apenas como concessão e ocorrência de crédito, o processo em si tende a desenvolver-se em um contexto de severa fragilização ou suspensão de estruturas de proteção social, levando a uma compreensão do crédito como bem-estar (Trumbull, 2012). E vulnerabiliza seus tomadores, de modo que a mera concessão de crédito para consumo, sem se considerarem as condições de acesso a tal linha crédito, apenas os incluirá na sociedade de consumo, mas não trará desenvolvimento para este público (Barone e Sader, 2008).

Diante de um cenário de mecanismos supostamente aceleradores do processo de cidadania financeira oriundos do BPC, faz-se necessário avaliar o impacto do programa para além do acesso. Incorpora-se, assim, não só a intensidade de uso, mas também as condições sobre as quais acesso e uso se materializam, o que é feito nas próximas seções.

### 3 METODOLOGIA

O objetivo deste artigo é fazer inferências causais do impacto do BPC sobre um fenômeno independente que, no caso, é a inclusão financeira das famílias, valendo-se da POF do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Por se tratar de dados observados, a estimação econométrica e todo o processo de inferência constituem um grande desafio (Cameron e Trivedi, 2005).

O desafio se tornaria consideravelmente menos sério caso estivéssemos lidando com experimentos sociais controlados com um desenho estatístico apropriado. No entanto, experimentos desta natureza, sobretudo de abrangência nacional, como o proposto por este trabalho, são financeira e operacionalmente proibitivos. Dessa forma, traçamos uma abordagem quase-experimental, fazendo uso de observações contrafactuais, para conseguir avaliar o efeito das políticas supracitadas sobre a inclusão financeira, por meio de modelos com efeitos de tratamento.

Dito isso, optou-se pelo estimador ponderado pelo inverso da probabilidade aumentada (*augmented inverse-probability-weighted estimator* – AIPW) que, por sua vez, é um estimador capaz de combinar um modelo de resultado com um modelo de tratamento. Por ser um estimador duplamente robusto, apenas um dos dois modelos precisa ser corretamente especificado para que o usuário obtenha estimativas consistentes, em virtude da inclusão de um termo que corrige o problema da má especificação. No entanto, antes de adentrarmos na formalização técnica e teórica deste estimador, precisamos percorrer suas raízes e compreender

melhor os modelos com resultados potenciais (*potential outcome models*) propostos por Rubin (1974; 1978).

### 3.1 Base de dados

A POF é a principal fonte de dados para a realização deste trabalho. Trata-se de uma pesquisa que tem como unidade de investigação o domicílio, sendo realizada por amostragem. Ela avalia as estruturas de consumo, gastos, rendimentos e parte da variação patrimonial das famílias brasileiras e, além da estrutura orçamentária, várias características dos domicílios e das famílias que os compõem são investigadas. Os seus resultados possibilitam estudar a composição dos gastos das famílias, considerando-se classes de rendimento, disparidades regionais e situações urbana e rural.

Será feito uso da POF 2017-2018,<sup>6</sup> publicada em 2019. O desenho atual da amostra dessa pesquisa foi estruturado de tal modo que propicia a publicação de resultados nos seguintes níveis: Brasil, Grandes Regiões, e por situações urbana e rural. Ao todo, foram entrevistados 57.920 domicílios (IBGE, 2019).

### 3.2 Modelos de efeitos de tratamento

O modelo especificado a seguir é o ponto de partida para o resto da discussão metodológica deste trabalho. O modelo dispõe de  $y_i$  como variável de resultado observada,  $t_i$  é a variável de tratamento, sendo  $t_0 =$  não beneficiários e  $t_1 =$  beneficiários,  $x_i$  é o vetor de covariáveis do modelo de resultado e  $w_i$  são vetores de covariáveis do modelo de tratamento.

O modelo especifica que a variável de resultado observada  $y$  é  $y_0$  quando  $t = 0$  e  $y_1$  quando  $t = 1$ . Matematicamente:

$$y = (1 - t) y_0 + t y_1 \quad (1)$$

As formas funcionais de  $y_0$  e  $y_1$  são:

$$y_0 = x' \beta_0 + \epsilon_0 \quad (2)$$

$$y_1 = x' \beta_1 + \epsilon_1 \quad (3)$$

6. A POF 2017-2018 é a sexta edição da pesquisa realizada pelo IBGE sobre orçamentos familiares (Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.). As edições anteriores foram: o Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef) 1974-1975, com âmbito territorial nacional, à exceção das áreas rurais das regiões Norte e Centro-Oeste; as POFs 1987-1988, 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009. As POFs dos anos 1980 e 1990 foram concebidas para atender, prioritariamente, à atualização das estruturas de consumo dos índices de preços ao consumidor produzidos pelo IBGE, sendo realizadas nas regiões metropolitanas (RMs) de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, no município de Goiânia, e no Distrito Federal. Além da realização em todo o território brasileiro, as POFs dos anos 2000 apresentam temas adicionais importantes em relação às anteriores, em virtude da necessidade de informações detalhadas sobre as condições de vida a partir do consumo, especialmente das famílias de menor rendimento, razão pela qual se incluiu no âmbito geográfico a área rural, e foram investigadas também as aquisições não monetárias (IBGE, 2020).

Nas equações (2) e (3),  $\beta_0$  e  $\beta_1$  são coeficientes a serem estimados e  $\epsilon_0$  e  $\epsilon_1$  são termos de erro não correlacionados com  $x$  ou  $w$ . O modelo é responsável por separar cada resultado potencial em um componente previsível,  $x'\beta_1$ , e em um termo de erro observável,  $\epsilon_t$

O processo de tratamento associado é:

$$t = 1, \quad \text{se } w'\gamma + \eta > 0 \quad (4)$$

$$t = 0, \quad \text{caso contrário} \quad (5)$$

Na equação (4),  $\gamma$  é um vetor de coeficientes e  $\eta$  é um termo de erro não correlacionado com  $x$  ou  $w$ . O efeito de tratamento responsável também é separado em um componente previsível,  $w'\gamma$ , e em um termo de erro observável,  $\eta$

De acordo com Drukker (2016) e Pinzón (2013), diante do uso de modelos com efeitos de tratamento, três parâmetros são utilizados para mensurar o efeito de um tratamento sobre uma variável de resposta: o efeito médio do tratamento na amostra (*average treatment effect* – ATE), o efeito médio do tratamento nos tratados (*average treatment effect on the treated* – ATET) e o resultado potencial médio (*potential outcome mean* – POM). Geralmente, os avaliadores de políticas públicas estão interessados em uma, ou mais, das três medidas fornecidas pelos modelos desta “família”, a saber:

POM

$$\alpha_t = E(y_t) \quad (6)$$

ATE

$$\tau_t = E(y_1 - y_0) \quad (7)$$

ATET

$$\delta_t = E(y_1 - y_0 | t = 1) \quad (8)$$

Importante ressaltar que, embora  $x_i$  e  $w_i$  possam ter elementos em comum, não é obrigatório que isso aconteça. Além disso, mesmo que tenha sido usada, para fins didáticos, uma forma funcional linear para o modelo de resultado, outras podem ser utilizadas (Drukker, 2016; Pinzón, 2013). Importante estabelecer, desde já, que este trabalho se debruçará futuramente no POM dos programas sociais analisados sobre o nível de cidadania financeira dos domicílios brasileiros.

### 3.3 Estratégia empírica

#### 3.3.1 Dimensões da cidadania financeira

A abordagem multidimensional da cidadania financeira foi inspirada em Sharma e Pais (2008) e BCB (2011), que construíram índices de inclusão financeira e conseguiram abordar as dimensões de acesso e uso da exclusão financeira. No entanto, os dados utilizados para chegar às conclusões, nos dois trabalhos, são agregados, e a análise carece de informação sobre as condições em que acesso e uso se materializam. Neste trabalho, por sua vez, adota-se uma perspectiva individual, partindo dos microdados presentes na POF 2017-2018. Além disso, as dimensões serão aprimoradas, abarcando também as condições de uso e acesso a serviços financeiros, possibilitando, assim, a construção de um panorama multidimensional. Portanto, tal como definido por Dymski, Hernandez e Mohanty (2013), por tratar de todas as dimensões da relação entre cidadãos e sistema financeiro, o modelo que começa a tomar forma aqui se ocupa, de fato, das multidimensionalidades da cidadania financeira.

A primeira dimensão, *acesso*, é condição necessária para que as outras duas dimensões tomem forma. E, diferentemente das variáveis que serão responsáveis por captar a dinâmica por trás do uso e das condições de inserção do indivíduo no mercado financeiro, sua construção não se dará mediante a utilização de análise fatorial. Nesse caso, a variável *acesso* refere-se ao acesso ao setor financeiro formal do domicílio, e será construída assumindo-se valores binários, assim como realizado por Lana (2015). Sua construção será baseada na caderneta “Moradores” da POF 2017-2018, e assumirá valor 1 caso algum morador do domicílio possua conta-corrente ou cartão de crédito ou poupança. A variável *acesso* assumirá valor 0, caso nenhum morador do domicílio possua um desses três atributos. Embora não seja construída por meio da análise fatorial, essa variável possui um processo de variável latente por trás de sua construção. Dessa maneira, existe uma variável  $y^*$  não observada, e, portanto, latente, que é o acesso. Nos só observamos essa variável a partir de um limiar  $k$ . Assim,  $acesso = 1$  se  $y^* > k$  ou  $Acesso = 0$  se  $y^* < 0$ .

Por sua vez, a variável referente ao uso será estimada via análise fatorial. A análise fatorial, realizada na construção do modelo de mensuração, estabelece as relações que vinculam os indicadores às variáveis latentes, ou construtos. Sua estimação será realizada pelo estimador de máxima verossimilhança, método robusto mesmo quando ocorre a violação do pressuposto da normalidade dos dados (Hair Jr., Black, Babin, e Anderson, 2010).

De acordo com Mingotti (2005), pelo modelo de análise fatorial, tem-se a decomposição da matriz de covariância,  $P$ , como  $P = LL' + \Psi$ . Nesse caso,  $L$  é a matriz dos carregamentos e  $\Psi$  a matriz das variâncias específicas. Assim, a função

de verossimilhança, considerando-se uma amostra de tamanho  $n$  observada do vetor aleatório  $Z$ , isto é,  $(Z_1 Z_2 Z_3 \dots Z_n)$  é expressa como:

$$\begin{aligned}
 LV(0, P) &= \frac{1}{(2\pi)^{np/2} |P|^{n/2}} \exp \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{j=1}^n (z_j)' P^{-1} (z_j) \right\} \\
 &= \frac{1}{(2\pi)^{np/2} |LL' + \Psi|^{n/2}} \\
 &\quad \exp \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{j=1}^n (z_j)' (LL' + \Psi)^{-1} (z_j) \right\}
 \end{aligned} \tag{9}$$

A dimensão “uso” será composta a partir dos seguintes indicadores: quantidade de cartões de crédito (*ccd*); quantidade de contas-correntes (*cc*); quantidade de cheques especiais (*ce*); quantidade de aplicações, incluindo a poupança (*apli*); proporção do crédito tomado em relação à renda total (*cred/renda*); e, por fim, proporção das aplicações financeiras, incluindo-se poupança, na renda total do indivíduo (*apli/renda*). Enquanto a variável latente *acesso* indica apenas se o indivíduo está incluído ou não no sistema financeiro formal, a variável latente *uso* capta a intensidade do acesso, ao considerar a quantidade de cartões, contas e cheques especiais no domicílio. Além disso, ao considerar a quantidade de todas as aplicações financeiras realizadas pelos residentes no domicílio, a variável indicadora *apli* mapeia a diversificação do portfólio de investimentos do domicílio, sendo essa relação de suma importância. Uma vez que o mercado financeiro é responsável por conceder ao seu participante formas de acumular patrimônio e manter seu padrão de vida em períodos de recessão, um portfólio diversificado é a saída para proteger o patrimônio financeiro de choques adversos (Hussain, 2019). As variáveis *cred/renda* e *apli/renda* têm o objetivo de trazer para a variável latente comportamentos relativos ao acesso do indivíduo a serviços financeiros de crédito e poupança. Por fim, a variável *uso* foi padronizada para seguir uma distribuição normal com média 0 e desvio-padrão igual a 1. Nesse sentido, valores negativos indicam uso menor que a média, e valores positivos indicam uso superior à média.

A última variável a ser criada é o percentual da renda do domicílio comprometida pelos dispêndios necessários para acessar e usar o sistema financeiro formal. Essa variável foi denominada de “condições”, e tem como objetivo refletir as condições nas quais o acesso e o uso de serviços financeiros se materializam. A preocupação com essa dimensão advém de uma realidade em que, muitas vezes, apesar de os indivíduos conseguirem acessar o mercado financeiro formal e realizar transações, tomar crédito e realizar aplicações, tais práticas acontecem sob condições de tamanha exploração que, ainda assim, eles devem ser considerados excluídos de algum modo (Dymski, Hernandez e Mohanty, 2013).

Na sua construção, a variável *condições* contará com variáveis indicadoras que se referem ao comprometimento da renda do domicílio com encargos financeiros. Para tanto, todo o dispêndio financeiro<sup>7</sup> de cada um dos domicílios foi somado e, posteriormente, dividido pela renda total.

É interessante ressaltar que apenas 742 observações apresentaram um dispêndio com acesso e uso de serviços financeiros superior a 1, ou o total da renda domiciliar. Dito isso, os valores maiores que 1 foram censurados. Optou-se por adotar tal postura porque, além de representarem apenas 0,012% da amostra, esses domicílios possuem sua renda totalmente tomada por serviços financeiros, sendo fidedigno atribuir a esses domicílios o valor 1.

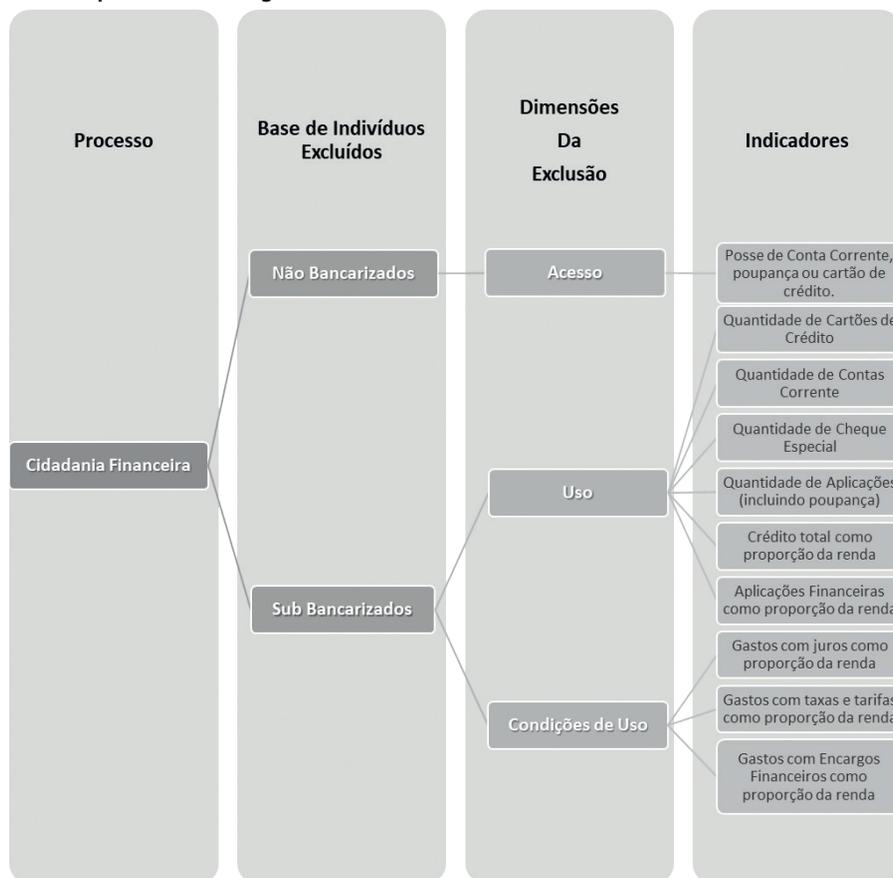
Além disso, durante o processo de estimação, constatou-se a alta sensibilidade dos resultados em relação ao nível de renda *per capita* dos domicílios. Para tanto, com o objetivo de obter estimações não enviesadas, foram aplicados cortes de renda na amostra, fazendo-se o raciocínio a seguir. O primeiro corte de renda foi feito de acordo com os critérios de elegibilidade dos programas, ou seja, R\$ 238,50 para o BPC; o segundo foi realizado em meio SM da época, a saber, R\$ 477,00. Em seguida, os dois outros recortes levaram em consideração medidas de posição estatística para a variável *renda per capita*, sendo realizados na mediana (R\$ 1.130,00) e na média (R\$ 1.821,27).

Desse modo, a construção das dimensões da cidadania financeira passa pela ampliação do entendimento sobre quais indivíduos podem ser considerados financeiramente excluídos, englobando-se os não bancarizados e os sub-bancarizados (Dymski, Hernandez e Mohanty, 2013), e trazendo-se uma visão multidimensional, como indicado por Anderloni *et al.* (2006). A construção teórico-metodológica é sintetizada a seguir.

---

7. Juros de cheque especial, juros de cartão de crédito, anuidade de cartão de crédito, seguro de cartão de crédito, tarifa de conta bancária, manutenção de conta bancária, manutenção de cheque especial, serviço de conta bancária, taxa de saque eletrônico, taxa de extrato bancário, taxa de cartão especial, transferência interbancária, documento de ordem de crédito (DOC), transferência eletrônica disponível (TED), talão de cheques, cadastro bancário, abertura de crédito, renovação de cheque especial, taxa de devolução de cheque, segunda via de cartão, outros débitos, pagamento de empréstimo, juros de empréstimo, seguro de empréstimo, consórcio de imóveis, Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), consórcio de dinheiro, consórcio funerário, crédito educativo, título de capitalização, *leasing*.

**FIGURA 1**  
**Esquema metodológico-conceitual**



Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

### 3.3.2 Modelo de resultado (*outcome model*)

Em seguida, é apresentado ao leitor o conjunto de variáveis que compõem o modelo de tratamento e o modelo de resultado. É importante que se tenha em mente, conforme mencionado anteriormente, que o conjunto de variáveis explicativas utilizadas em cada um dos modelos pode conter elementos diferentes. No quadro 1, é possível observar as variáveis do modelo de resultado.

**QUADRO 1**  
**Variáveis explicativas do modelo de resultado**

Nome	Descrição	Sinal esperado	Referências
PBF	1, caso algum morador do domicílio seja beneficiário do PBF; e 0, caso contrário.	Positivo	Lana (2015); Neri (2014)
INSS	1, caso algum morador do domicílio receba pensão ou aposentadoria do INSS; e 0, caso contrário.	Positivo	Corrado e Corrado (2015)
Norte	1, caso o domicílio esteja situado na região Norte; e 0, caso contrário.	Negativo	Leyshon (2009); Crocco, Santos e Figueiredo (2013)
Sul	1, caso o domicílio esteja situado na região Sul; e 0, caso contrário.	Positivo	Leyshon (2009); Crocco, Santos e Figueiredo (2013)
Centro-Oeste	1, caso o domicílio esteja situado na região Centro-Oeste; e 0, caso contrário.	Negativo	Leyshon (2009); Crocco, Santos e Figueiredo (2013)
Nordeste	1, caso o domicílio esteja situado na região Nordeste; e 0, caso contrário.	Negativo	Leyshon (2009); Crocco, Santos e Figueiredo (2013)
Capital	1, caso o domicílio esteja situado em uma capital; e 0, caso contrário.	Positivo	Leyshon (2009); Crocco, Santos e Figueiredo (2013)
RM	1, caso o domicílio esteja situado em RM; e 0, caso contrário.	Positivo	Leyshon (2009); Crocco, Santos e Figueiredo (2013)
Urbano	1, caso se situe no meio urbano; e 0, caso contrário.	Positivo	Lana (2015); Allen <i>et al.</i> (2016) Kumar <i>et al.</i> (2019)
Digital	1, caso o domicílio tenha acesso a internet; e 0, caso contrário.	Positivo	Corrado e Corrado (2015) Ouma, Odongo, Were (2017)
Sexo do chefe do domicílio	1, caso o chefe do domicílio seja do sexo masculino; e 0, caso seja do sexo feminino.	Positivo	Corrado e Corrado (2015), Hussain <i>et al.</i> (2019); Holloway, Niazi e Rouse (2017); Morsy (2020)
Cor ou raça do chefe do domicílio	1, se branca; e 0, se não branca.	Positivo	Gurgel (2014) e Omran (2018)
Ensino fundamental incompleto	1, caso o chefe do domicílio possua de cinco a oito anos de estudo; e 0, caso contrário.	Positivo	Corrado e Corrado (2015), Allen <i>et al.</i> (2016), Hussain <i>et al.</i> (2019)
Ensino médio incompleto	1, caso o chefe do domicílio possua de nove a onze anos de estudo; e 0, caso contrário.	Positivo	Corrado e Corrado (2015), Allen <i>et al.</i> (2016), Hussain <i>et al.</i> (2019)
Ensino superior incompleto	1, caso o chefe do domicílio possua de doze a quinze anos de estudo; e 0, caso contrário.	Positivo	Corrado e Corrado (2015), Allen <i>et al.</i> (2016), Hussain <i>et al.</i> (2019)
Ensino superior completo	1, caso o chefe do domicílio possua dezesseis ou mais anos de estudo; e 0, caso contrário.	Positivo	Corrado e Corrado (2015), Allen <i>et al.</i> (2016), Hussain <i>et al.</i> (2019)
Renda <i>per capita</i> do domicílio	Logaritmo natural da renda total <i>per capita</i> do domicílio	Positivo	Allen <i>et al.</i> (2016); Martínez, Hidalgo e Tuesta (2016)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. INSS – Instituto Nacional do Seguro Social.

2. RM – Região metropolitana.

Conforme observado em Lana (2015) e Neri (2014), espera-se que as variáveis referentes ao recebimento de recursos oriundos de políticas sociais de transferência de renda aumentem a probabilidade de acesso a serviços financeiros. No entanto, não foi encontrada nenhuma evidência empírica de que o beneficiamento por determinada transferência de renda implique uso adequado ou condições favoráveis do sistema financeiro. Em linha com as investigações de Corrado e Corrado (2016),

Allen *et al.* (2016) e Houssain *et al.* (2019), espera-se, portanto, que maior nível de renda, bem como mais anos de estudo, implique maior probabilidade de *acesso*. Além disso, espera-se observar um efeito positivo dessas variáveis no *uso* e nas *condições*. Isso é esperado, também, para municípios que sejam localizados dentro do perímetro urbano.

A cor ou raça do chefe de família é uma variável que permite explorar ainda mais a dinâmica entre exclusão social e cidadania financeira. Dessa forma, em linha com Nevo (2016) e Gurgel (2014), espera-se que domicílios chefiados por pessoas brancas possuam maior probabilidade de *acesso* ao sistema financeiro. E, além disso, espera-se um efeito positivo sobre o *uso* e as *condições*. Com a intensificação do uso dos *smartphones* e dos canais de comunicação via internet, e, sobretudo, com o aumento maciço do investimento do setor financeiro em TI, em detrimento de soluções físicas (Febraban, 2019), espera-se, de acordo com Corrado e Corrado (2015), que o acesso do domicílio à internet contribua positivamente para o *acesso*, o *uso* e as *condições* do sistema financeiro tradicional.

### 3.3.3 Modelo de tratamento (*treatment model*)

O objetivo de utilizar um modelo de tratamento associado a um modelo de resultado é encontrar um grupo de comparação ideal em relação ao grupo de tratamento, a partir de uma amostra de não participantes. E, em seguida, estimar a média potencial da variável de resultado para os dois grupos, beneficiários e não beneficiários. No arcabouço metodológico utilizado neste trabalho, o grupo de comparação é emparelhado ao grupo de tratamento através de uma série de características observáveis, que constam no quadro 2.

## QUADRO 2

### Variáveis explicativas do modelo de tratamento

Nome	Descrição
INSS	1, caso algum morador do domicílio receba pensão ou aposentadoria do INSS; e 0, caso contrário.
Número de moradores	Quantidade de moradores do domicílio.
Número de cômodos	Quantidade de cômodos do domicílio.
Número de dormitórios	Quantidade de cômodos do domicílio servindo como dormitório.
Casal sem filhos	1, caso o domicílio seja formado por um casal sem filhos; e 0, caso contrário.
Unipessoal	1, caso o domicílio seja unipessoal; e 0, caso contrário.
Monoparental	1, caso seja um domicílio monoparental; e 0, caso contrário.
Outros arranjos	1, caso o domicílio possua outros arranjos; e 0, caso contrário.
Norte	1, caso o domicílio esteja situado na região Norte; e 0, caso contrário.
Sul	1, caso o domicílio esteja situado na região Sul; e 0, caso contrário.
Centro-Oeste	1, caso o domicílio esteja situado na região Centro-Oeste; e 0, caso contrário.

(Continua)

(Continuação)

Nome	Descrição
Nordeste	1, caso o domicílio esteja situado na região Nordeste; e 0, caso contrário.
Capital	1, caso o domicílio esteja situado em uma capital; e 0, caso contrário.
RM	1, caso o domicílio esteja situado em RM; e 0, caso contrário.
Urbano	1, caso o domicílio esteja situado no meio urbano; e 0, caso contrário.
Pavimentação	1, caso a região do logradouro seja pavimentada; e 0, caso contrário.
Coleta de lixo	1, caso o domicílio possua coleta de lixo; e 0, caso contrário.
Correios	1, caso o domicílio esteja dentro da área de atuação dos Correios; e 0, caso contrário.
Raça ou cor do chefe de domicílio	1, para branca; e 0, para não branca.
Ensino fundamental incompleto	1, caso o chefe do domicílio possua de cinco a oito anos de estudo; e 0, caso contrário.
Ensino médio incompleto	1, caso o chefe do domicílio possua de nove a onze anos de estudo; e 0, caso contrário.
Ensino superior incompleto	1, caso o chefe do domicílio possua de doze a quinze anos de estudo; e 0, caso contrário.
Ensino superior completo	1, caso o chefe do domicílio possua dezesseis ou mais anos de estudo; e 0, caso contrário.
Lrendalíquida_pc	Logaritmo natural da renda líquida <i>per capita</i> .
Digital	1, caso o domicílio tenha acesso à internet; e 0, caso contrário.

Elaboração dos autores.

Sendo assim, o modelo de resultado é:

$$\text{Acesso, uso, condições}_{\text{Beneficiários}} = x' \beta_1 + \epsilon_1 \quad (10)$$

$$\text{Acesso, uso, condições}_{\text{Não Beneficiários}} = x' \beta_0 + \epsilon_0 \quad (11)$$

O processo de tratamento associado é:

$$\text{Beneficiários} = 1, \quad \text{se } w' \gamma + \eta > 0 \quad (12)$$

$$\text{Não beneficiários} = 0, \quad \text{caso contrário} \quad (13)$$

Nas equações (11), (10) e (12),  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\gamma$  são coeficientes a serem estimados e  $\epsilon_0$ ,  $\epsilon_1$  e  $\eta$  são termos de erro não correlacionados com  $x$  ou  $w$ . O modelo é responsável por separar cada resultado potencial em um componente previsível,  $x' \beta_t$ , e em um termo de erro observável,  $\epsilon_t$ . O efeito de tratamento também é separado em um componente previsível,  $w' \gamma$ , e em um termo de erro observável,  $\eta$ .

#### 4 RESULTADOS

Os domicílios beneficiários do BPC são caracterizados, conforme posto anteriormente, pela presença de idosos não elegíveis como beneficiários do INSS, ou seja, que não tiveram a capacidade de contribuir com a Previdência Social, e por cidadãos acometidos por alguma deficiência. O leitor deste trabalho deve ter em

mente que os integrantes destes grupos são relegados a severos níveis de exclusão social e financeira.

Os idosos que não contribuíram com o INSS foram marcados ao longo da vida pela ausência de proteção social e, agora, quando idosos, não fosse pelo BPC, seriam relegados também à ausência do mínimo de proteção financeira. Para as pessoas com alguma deficiência, é destinado todo tipo de exclusão, em um país onde sequer as calçadas são dotadas de condições mínimas de acessibilidade.

A tabela 1 traz a média e o desvio-padrão observados para as variáveis *acesso*, *uso* e *condições*, para os grupos de beneficiários e não beneficiários elegíveis do BPC.

TABELA 1

**Descrição dos indicadores de cidadania financeira, considerando-se a participação dos domicílios no BPC**

Grupo	Acesso	Uso	Condições
Beneficiários	0,716 (0,451)	-0,277 (0,039)	0,039 (0,107)
Não beneficiários <sup>1</sup>	0,489 (0,499)	-0,440 (0,021)	0,044 (0,169)

Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Elegíveis ao programa.

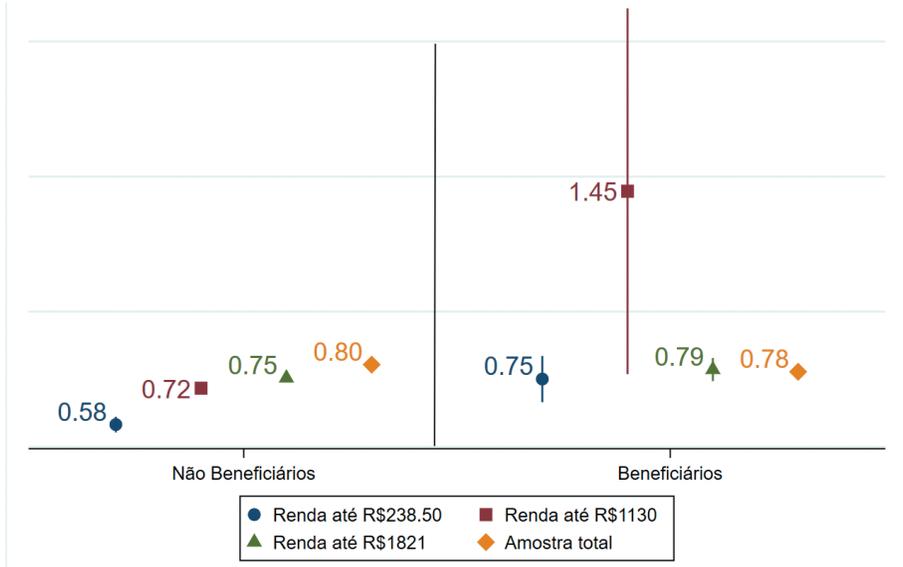
Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

Como pode ser visto, o BPC exerce uma pressão consideravelmente favorável para que a cidadania financeira se desenvolva nos domicílios beneficiários, quando comparados a seus pares não beneficiários. Esse fato ressalta a importância do programa para a melhoria das condições de vida de seus beneficiários.

#### 4.1 Potencial efeito médio do BPC sobre o acesso ao sistema financeiro formal dos domicílios

Quando consideramos o fator de elegibilidade do BPC – renda *per capita* de R\$ 238,50 –, conseguimos comparar os tratados pelo programa com seus devidos contrafactuais, e, assim, constatar maior probabilidade de acesso mediante a presença do domicílio no grupo de beneficiários.

GRÁFICO 4  
Médias potenciais: acesso



Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Além disso, quando permitimos a entrada de outros domicílios na amostra, com nível de renda superior ao observado para tratados e controle, notamos que a média potencial dos não beneficiários continua inferior ao observado para os beneficiários, até que se permita que todos os domicílios entrem na amostra. A observação deste resultado faz com que confirmemos uma das hipóteses deste trabalho, permitindo inferir que o BPC é capaz de impactar positivamente o acesso a serviços financeiros, quando comparamos tratados com seus devidos contrafactuais.

No intuito de aprofundar a investigação, a tabela 2 exhibe quais fatores característicos de cada domicílio são capazes de influenciar o seu nível de acesso ao sistema financeiro formal e suas respectivas magnitudes.

TABELA 2  
Modelo de resultado BPC: acesso

Variáveis	Beneficiários	Faixas de renda			Total
		R\$ 0,00- R\$ 151,00	R\$ 0,00-R\$ 1.130,00	R\$ 0,00-R\$ 1.821,87	
		Não beneficiários	Não beneficiários	Não beneficiários	
Bloco de variáveis regionais/geográficas					
Urbano	0,208* (0,124)	0,567*** (0,0917)	0,383*** (0,0339)	0,351*** (0,0299)	<b>0,335*** (0,0285)</b>
Norte	0,388* (0,202)	-0,0379 (0,174)	0,0183 (0,0522)	0,0536 (0,0455)	<b>0,0178 (0,0429)</b>
Sul	0,237 (0,251)	0,399 (0,261)	0,254*** (0,0676)	0,316*** (0,0552)	<b>0,323*** (0,0495)</b>
Centro_Oeste	0,160 (0,203)	0,824*** (0,283)	0,364*** (0,0666)	0,339*** (0,0550)	<b>0,275*** (0,0498)</b>
Nordeste	0,260 (0,162)	0,127 (0,171)	0,128*** (0,0480)	0,144*** (0,0407)	<b>0,115*** (0,0377)</b>
Capital	0,210 (0,135)	0,135 (0,129)	0,0982** (0,0406)	0,0861** (0,0349)	<b>0,0533* (0,0323)</b>
Região_Metropolitana	0,151 (0,173)	0,0836 (0,150)	0,0532 (0,0503)	0,0911** (0,0441)	<b>0,0570 (0,0415)</b>
Bloco de variáveis sociodemográficas					
Raça_da Pessoa de Referência	0,140 (0,115)	0,353*** (0,0998)	0,0604* (0,0340)	0,0832*** (0,0295)	<b>0,106*** (0,0277)</b>
Fundamental_Incompleto	0,519*** (0,123)	0,448*** (0,102)	0,497*** (0,0370)	0,511*** (0,0325)	<b>0,527*** (0,0307)</b>
Médio_Incompleto	0,593*** (0,192)	1,013*** (0,129)	0,788*** (0,0482)	0,797*** (0,0430)	<b>0,826*** (0,0407)</b>
Superior_Incompleto	1,336*** (0,205)	1,406*** (0,126)	1,318*** (0,0472)	1,368*** (0,0422)	<b>1,429*** (0,0400)</b>
Superior_Completo	2,043*** (0,613)	1,775*** (0,384)	2,159*** (0,146)	2,222*** (0,118)	<b>2,514*** (0,101)</b>
Sexo_Pref	0,0157 (0,101)	0,179** (0,0819)	0,157*** (0,0296)	0,164*** (0,0260)	<b>0,173*** (0,0246)</b>
Idade_Pref	-0,00879 (0,0223)	0,0303* (0,0171)	0,0369*** (0,00533)	0,0403*** (0,00450)	<b>0,0422*** (0,00422)</b>
Idade_Pref (ao quadrado)	3,62e-05 (0,000187)	-0,000204 (0,000193)	-0,0004*** (5,33e-05)	-0,0004*** (4,33e-05)	<b>-0,0004*** (3,98e-05)</b>
Digital	0,832*** (0,132)	0,664*** (0,116)	0,607*** (0,0360)	0,642*** (0,0311)	<b>0,692*** (0,0292)</b>

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Beneficiários	Faixas de renda			Total
		R\$ 0,00- R\$ 151,00	R\$ 0,00-R\$ 1.130,00	R\$ 0,00-R\$ 1.821,87	
		Não beneficiários	Não beneficiários	Não beneficiários	
Bloco de variáveis econômicas					
Inss	0,618*** (0,130)	1,044*** (0,212)	0,423*** (0,0480)	0,368*** (0,0391)	<b>0,363***</b> <b>(0,0355)</b>
Pbf	0,273* (0,152)	0,00455 (0,0866)	-0,0618* (0,0327)	-0,0607* (0,0315)	<b>-0,0482</b> <b>(0,0313)</b>
Lrenda_Pc	0,167* (0,0944)	0,323*** (0,0786)	0,555*** (0,0247)	0,167* (0,0944)	<b>0,615***</b> <b>(0,0172)</b>
Constante	-1,034 (0,914)	-3,895*** (0,567)	-4,710*** (0,206)	-25,99*** (0,557)	<b>-10,76***</b> <b>(0,219)</b>
Observações	5.286	5.286	29.736	42.195	<b>57.920</b>

Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

Os domicílios situados na zona urbana, quando comparados aos domicílios rurais de seus respectivos municípios, possuem uma maior probabilidade de acesso a serviços financeiros. E, novamente, assim como seus predecessores – Leyshon e Trift (1995), Dymksy, Hernandez e Mohanty (2013), Anderloni (2006) –, este trabalho reforça a tese de maior exclusão financeira fora do meio urbano.

No entanto, cabe destacar a diferença entre o parâmetro associado à variável *urbano* entre beneficiários e não beneficiários. O valor inferior observado para os beneficiários indica que, mediante a participação no grupo de tratados, o impacto de residir no meio urbano é menor. Isto é, o BPC, além de promover o acesso a seus beneficiários, reduz a diferença entre os meios rural e urbano. Por sua vez, a tendência de queda dos valores dos parâmetros associados à variável *urbano*, à medida que a renda *per capita* da amostra aumenta, é outro indício de que o nível de cidadania financeira é fortemente condicionado ao nível de renda *per capita* das famílias. Todavia, tratando-se das macrorregiões, com os resultados obtidos até aqui, não podemos afirmar nada a respeito da probabilidade de acesso nas macrorregiões, em capitais e RMs. Isso porque não houve consistência na observação da significância estatística das variáveis responsáveis por captar este efeito.

Ao se estender a análise para as características sociodemográficas da pessoa de referência do domicílio, percebe-se que, para os beneficiários do BPC, cor e raça não são características capazes de influenciar no nível de acesso dos domicílios. Por seu turno, para os não beneficiários, os resultados vão de encontro ao que foi observado por Omran (2018) e Deus (2019), corroborando a hipótese de que a etnia é uma barreira imposta ao desenvolvimento da cidadania financeira. Além disso, observa-se o padrão decrescente do coeficiente associado a esta variável, à medida que domicílios com renda superior passam a compor a amostra.

Esse resultado traz consigo duas interpretações: i) o BPC tende a colocar em pé de igualdade domicílios chefiados por pessoas brancas e não brancas; e ii) há forte relação de dependência do processo de cidadania financeira com o nível de renda *per capita* do domicílio. Pode-se, desta forma, identificar que a concessão de acesso a serviços financeiros é um processo vinculado a discriminações sociais e raciais.

Ao que parece, diferentemente do que foi visto em Demirguc-Kunt *et al.*, (2015) e Holloway, Niazi e Rouse (2017) para o grupo dos beneficiários, o sexo do chefe do domicílio é um fator indiferente. Por sua vez, na ausência do benefício, observa-se, em linha com os autores supracitados, que a probabilidade de acesso ao sistema financeiro formal é maior caso o domicílio seja chefiado por um homem. Ou seja, este artigo fornece indícios de que o BPC é capaz também de reduzir o *gap* de gênero existente no processo de concessão de acesso ao sistema financeiro formal, e, conseqüentemente, na cidadania financeira dos domicílios brasileiros.

No que concerne ao nível de escolaridade da pessoa de referência, não existem surpresas. Os resultados corroboram o que foi posto por Allen *et al.* (2012) e Martínez, Hidalgo e Tuesta (2016). Tanto para beneficiários quanto para não beneficiários, o nível de escolaridade apresenta um grande peso na determinação do acesso nos domicílios. Sendo assim, podemos observar que, sempre em comparação com domicílios que possuem pessoa de referência sem instrução, quanto maior o grau e a instrução formal, maior o nível de acesso.

Por fim notamos, nesse bloco de variáveis, que a idade não é relevante na determinação do acesso para domicílios beneficiários. Mas é capaz de impactar positivamente, até certo ponto, o nível de acesso a serviços financeiros do domicílio. Além disso, a inclusão digital possui grande relevância para o acesso a serviços financeiros, tanto em domicílios beneficiários quanto não beneficiários.

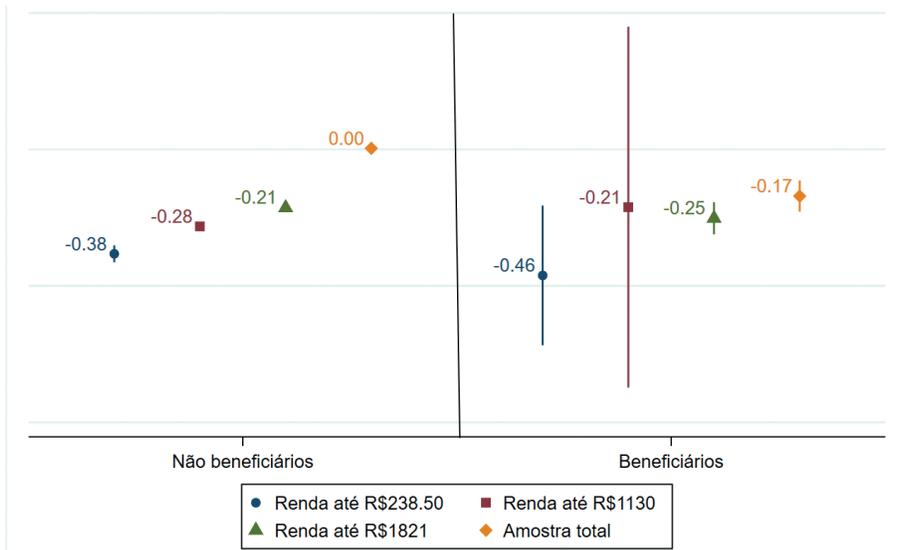
No bloco de variáveis econômicas, o contraste gerado pelo coeficiente da variável *INSS* para beneficiários e não beneficiários é um resultado interessante. O valor observado para os não beneficiários elegíveis ao programa é consideravelmente maior quando comparado aos beneficiários. E, adicionalmente, ao passo que domicílios com maior renda *per capita* passam a compor a amostra, possuir um beneficiário da Previdência Social em sua composição vai perdendo a importância.

Ouseja, na ausência do BPC, a Previdência Social recebe lugar de destaque na determinação do nível de acesso a serviços financeiros para domicílios pobres. E, de fato, em vista do resultado encontrado para a variável *renda\_pc*, podemos afirmar que a concessão do BPC “retira” a importância do nível de renda para a determinação do nível de acesso, reforçando os resultados encontrados por Beck e De La Torre (2005), que, de certo modo, isentam a responsabilidade da renda no processo de inclusão financeira, atribuindo a este processo outros fatores.

#### 4.2 Potencial efeito médio do BPC sobre o uso do sistema financeiro formal pelos domicílios

A seguir, serão explorados os resultados obtidos para a dimensão do uso de serviços financeiros no mercado formal. Dito isso, o gráfico 5 exibe os resultados para as médias potenciais do uso nos grupos dos beneficiários e não beneficiários do BPC. Desde já, é importante ressaltar que o potencial efeito médio do tratamento não foi estatisticamente significativo em todos os modelos estimados. Sendo assim, a análise subsequente não diz respeito a estes resultados.

GRÁFICO 5  
Médias potenciais: uso



Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O primeiro fato observável é a proximidade das médias potenciais do limite inferior (-0,547) do índice de uso. Assim, em geral, a intensidade de uso dos serviços financeiros formais, sobretudo entre os beneficiários, é muito baixa. E, enquanto o BPC se mostrou capaz de impactar positivamente e de forma considerável o nível de acesso a serviços financeiros dos domicílios, o mesmo não é observado para o uso. Pelo contrário, o grupo de não beneficiários possui um potencial médio de uso superior aos beneficiários.

Para se entender esse resultado, devem ser retomadas as características dos beneficiários do BPC expostas nas seções anteriores. Os beneficiários do programa são indivíduos idosos ou deficientes físicos que compõem famílias pobres, ou seja, indivíduos e famílias sujeitos a altos níveis de exclusão social. Dito isso, o resultado obtido sugere que, mesmo com a concessão mensal de 1 SM e com os diversos mecanismos de interface do beneficiário com o sistema financeiro formal, concedidos pelo BPC, a essas famílias, continua sendo infligido um elevado nível de exclusão social, assumindo aqui a forma de exclusão financeira.

Tal como foi feito anteriormente no que tange ao acesso (tabela 2), a tabela 3 se dedica a explorar os fatores individuais dos domicílios brasileiros que fazem com que a intensidade do uso de serviços financeiros seja maior ou menor.

TABELA 3  
Modelo de resultado BPC: uso

Variáveis	Beneficiários	Faixas de renda			Total
		R\$ 0,00- R\$ 151,00	R\$ 0,00-R\$ 1.130,00	R\$ 0,00-R\$ 1.821,87	
		Não beneficiários	Não beneficiários	Não beneficiários	Não beneficiários
Bloco de variáveis regionais/geográficas					
Urbano	0,0282 (0,0308)	0,0301** (0,0138)	0,0210** (0,00835)	0,0178** (0,00820)	<b>-0,00244</b> <b>(0,0109)</b>
Norte	0,0252 (0,0574)	-0,0422 (0,0262)	-0,0631*** (0,0124)	-0,0628*** (0,0116)	<b>-0,121***</b> <b>(0,0140)</b>
Sul	0,0276 (0,0736)	0,115* (0,0606)	0,146*** (0,0210)	0,187*** (0,0177)	<b>0,156***</b> <b>(0,0179)</b>
Centro_Oeste	0,0248 (0,0670)	0,0833 (0,0603)	0,00459 (0,0170)	0,00543 (0,0150)	<b>-0,0289*</b> <b>(0,0168)</b>
Nordeste	0,00217 (0,0461)	-0,0403 (0,0252)	-0,0509*** (0,0121)	-0,0337*** (0,0114)	<b>-0,0635***</b> <b>(0,0133)</b>
Capital	0,0463 (0,0396)	-0,0164 (0,0181)	-0,00165 (0,00961)	0,00665 (0,00927)	<b>0,000984</b> <b>(0,0113)</b>
Região_Metropolitana	-0,0656* (0,0381)	0,0118 (0,0260)	-0,0260** (0,0121)	-0,0401*** (0,0115)	<b>-0,0611***</b> <b>(0,0135)</b>

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Beneficiários	Faixas de renda			Total
		R\$ 0,00- R\$ 151,00	R\$ 0,00-R\$ R\$ 1.130,00	R\$ 0,00-R\$ R\$ 1.821,87	
		Não beneficiários	Não beneficiários	Não beneficiários	
Bloco de variáveis sociodemográficas					
Raça_da Pessoa de Referência	0,0920*** (0,0317)	0,0498*** (0,0168)	0,0478*** (0,00847)	0,0538*** (0,00800)	<b>0,112*** (0,00946)</b>
Fundamental_Incompleto	0,0982*** (0,0300)	0,0318*** (0,0112)	0,0691*** (0,00798)	0,0870*** (0,00798)	<b>0,111*** (0,0103)</b>
Medio_Incompleto	0,0612 (0,0454)	0,0828*** (0,0198)	0,124*** (0,0111)	0,143*** (0,0108)	<b>0,187*** (0,0137)</b>
Superior_Incompleto	0,310*** (0,0522)	0,144*** (0,0224)	0,247*** (0,0114)	0,297*** (0,0109)	<b>0,401*** (0,0131)</b>
Superior_Completo	0,626*** (0,144)	0,635*** (0,143)	0,574*** (0,0363)	0,604*** (0,0272)	<b>0,839*** (0,0209)</b>
Sexo_Pref	0,0457* (0,0259)	0,0379*** (0,0120)	0,0716*** (0,00713)	0,101*** (0,00691)	<b>0,168*** (0,00866)</b>
Idade_Pref	0,00256 (0,00640)	0,00502** (0,00237)	0,00739*** (0,00123)	0,0127*** (0,00111)	<b>0,0186*** (0,00143)</b>
Idade_Pref (ao quadrado)	-3,95e-05 (5,22e-05)	-2,42e-05 (2,95e-05)	-5,05e-05*** (1,28e-05)	-0,000107*** (1,09e-05)	<b>-0,000162*** (1,36e-05)</b>
Digital	0,155*** (0,0350)	0,0916*** (0,0218)	0,129*** (0,00916)	0,144*** (0,00849)	<b>0,234*** (0,00960)</b>
Bloco de variáveis econômicas					
Inss	0,0754** (0,0344)	0,0293 (0,0407)	0,0469*** (0,0123)	0,0307*** (0,0111)	<b>0,0531*** (0,0122)</b>
Pbf	0,0313 (0,0324)	-0,0196 (0,0133)	-0,0205*** (0,00736)	-0,0174** (0,00750)	<b>-0,0241 (0,0156)</b>
Lrenda_Pc	0,154*** (0,0294)	0,0262** (0,0130)	0,0562*** (0,00544)	0,0946*** (0,00528)	<b>0,274*** (0,00676)</b>
Constante	-1,570*** (0,253)	-0,816*** (0,0886)	-1,072*** (0,0428)	-1,463*** (0,0434)	<b>-2,893*** (0,0571)</b>
Observações	-	5.286	29.736	42.195	<b>57.920</b>

Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

O nível de uso dos domicílios beneficiários em nada está associado à macrorregião em que se localiza, se é na capital, RM ou interior, e muito menos se é um domicílio urbano ou rural, uma vez que as variáveis responsáveis por captar este efeito não foram estatisticamente significativas. Ou seja, é passível de observação

o potencial do programa BPC em reduzir as barreiras geográficas impostas ao processo de cidadania financeira. No entanto, o padrão encontrado para os não beneficiários corrobora os trabalhos de BCB (2011) e Crocco, Santos e Figueiredo (2013), sendo possível notar a disparidade inter-regional, uma vez que residir em domicílios urbanos e/ou localizados na região Sul implica maior intensidade de uso dos serviços financeiros formais.

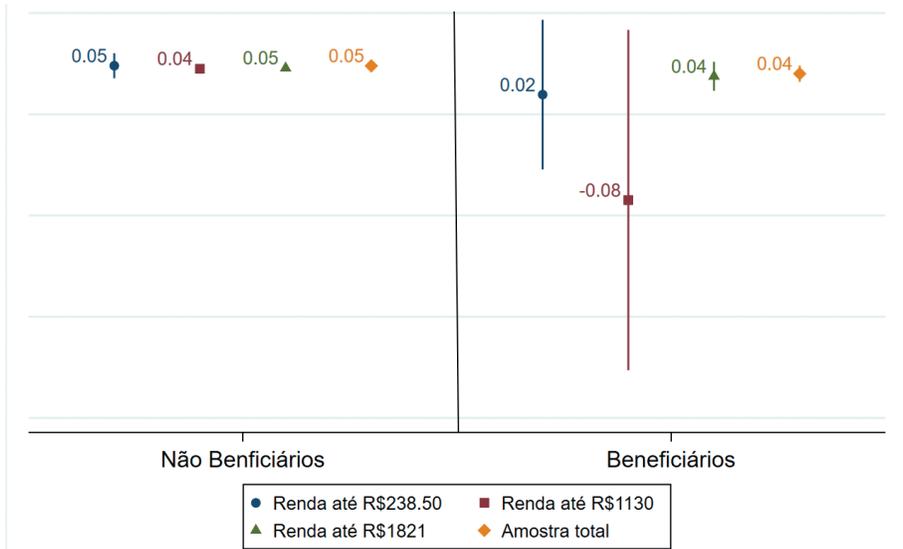
O resultado obtido pelas características sociodemográficas da pessoa de referência do domicílio segue o padrão observado nos demais resultados. De maneira que, em linha com Demirguc-Kunt *et al.*, (2015) e Holloway, Niazi e Rouse (2017), podemos observar, tanto para beneficiários quanto para não beneficiários, *gaps* de gênero e raça a favor dos homens e de pessoas brancas em detrimento de mulheres e pessoas não brancas, e que o diferencial entre estes dois grupos se torna mais forte à medida que o recorte de renda efetuado na amostra aumenta. Ou seja, para o uso, assim como para o acesso, nota-se uma forte tendência de exclusão social na forma de exclusão financeira.

A escolaridade do chefe do domicílio segue o que foi observado em Allen *et al.* (2012) e Martínez, Hidalgo e Tuesta (2016), mostrando-se como uma variável de elevado impacto. Adicionalmente, os resultados também indicam que a inclusão digital promove o uso de serviços financeiros pelo domicílio. O mesmo acontece para as variáveis de cunho econômico. A variável *INSS* possui menos impacto sobre o uso do que sobre o acesso, mas ainda assim apresenta impacto positivo, e o nível de renda *per capita* segue como outra importante variável para o uso de serviços financeiros formais. A descrição dos resultados será finalizada com a apresentação daqueles obtidos para a dimensão *condições*.

#### **4.3 Potencial efeito médio do BPC sobre as condições de acesso e uso do sistema financeiro formal sobre os domicílios**

A gráfico 6 traz as médias potenciais das condições encontradas pelos domicílios beneficiários e não beneficiários do BPC, ao acessarem e usarem o sistema financeiro formal. Antes de começar a análise dos resultados contidos no gráfico 6, é necessário ressaltar que esta seção busca contribuir para a literatura, ao elaborar uma avaliação do impacto causado pelo BPC em uma dimensão da cidadania financeira pouco explorada, que são as condições de uso e acesso ao sistema bancário. Dito isso, é necessário salientar que a inesperada não significância estatística de alguns resultados encontrados impede que se realizem algumas comparações. Mas, ainda assim, este artigo se compromete em reportar os resultados com a devida riqueza de detalhes.

GRÁFICO 6  
Médias potenciais: condições



Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A não significância estatística da média potencial dos beneficiários elegíveis, público-alvo do programa, impede que comparações acuradas com o grupo dos não beneficiários sejam realizadas. No entanto, a análise dos demais recortes de renda é capaz de levar a conclusões interessantes.

O primeiro ponto a ser observado é, justamente, a diferença entre as médias potenciais para os distintos recortes de renda. Mediante a análise do gráfico 6, nota-se que o valor observado para os não beneficiários elegíveis do BPC, domicílios que dispõem de R\$ 238,50 de renda *per capita*, é maior do que entre os demais recortes de renda. Isto é, tem-se, aqui, o cenário em que as famílias pobres gastam proporcionalmente mais da sua renda com acesso e uso de serviços financeiros do que seus pares mais abastados.

Desse modo, ao retomarmos os resultados obtidos para o acesso e uso dos serviços disponíveis no mercado financeiro formal, constata-se que as famílias mais pobres possuem um menor nível de acesso acompanhado de menor intensidade de uso, mas, ainda assim, possuem um dispêndio com serviços financeiros superior, quando comparadas a famílias com maiores níveis de renda familiar *per capita*.

Adicionalmente, uma vez que poucos resultados foram significativos, faz-se necessário explorar, de outra forma, as questões relacionadas às condições de acesso e uso com as quais os beneficiários do BPC se defrontam. Para tanto, utilizaremos a média estimada da variável *condições* para beneficiários e não beneficiários, que consta na tabela 4.

TABELA 4

**Média potencial estimada: beneficiários e não beneficiários elegíveis ao BPC**

	Beneficiários	Não beneficiários <sup>1</sup>
Média potencial estimada	0,052 (0,049)	0,044 (0,040)

Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Elegíveis ao programa.

Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

Observando-se a tabela 4, constata-se que os beneficiários do BPC se defrontam com piores condições de uso e acesso quando comparados aos seus pares não beneficiários. Barone e Sader (2008) chamam atenção para o caráter predatório do sistema bancário brasileiro ao lidar com idosos, que compõem a maior parte do público-alvo do BPC. Portanto, acredita-se que este resultado é observado em decorrência, de fato, das condições de grande exploração impostas aos idosos pelo sistema financeiro formal. Para corroborar esta análise, apresenta-se a tabela 5, que dispõe das médias potenciais da variável *condições* estratificada pela faixa etária do chefe do domicílio. Como é possível observar, à medida que a idade do chefe de domicílio aumenta, piores são as condições encontradas pela família no mercado financeiro formal.

TABELA 5

**Média potencial estimada de beneficiários e não beneficiários elegíveis ao BPC, por faixa etária do chefe do domicílio**

Faixa etária	Beneficiários	Não beneficiários <sup>1</sup>
De 16 a 24	0,023 (0,041)	0,020 (0,035)
De 25 a 34	0,041 (0,043)	0,034 (0,032)
De 35 a 44	0,045 (0,038)	0,040 (0,030)
De 45 a 59	0,053 (0,043)	0,052 (0,039)
Acima de 60	0,054 (0,054)	0,084 (0,058)

Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Elegíveis ao programa.

Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

Dando continuidade, a tabela 6 encerra a seção de resultados exibindo o impacto de fatores regionais, sociodemográficos e econômicos sobre as condições de uso e acesso.

TABELA 6  
Modelo de resultado BPC: condições

Variáveis	Beneficiários	Faixas de renda			Total
		R\$ 0,00- R\$ 151,00	R\$ 0,00-R\$ 1.130,00	R\$ 0,00-R\$ 1.821,87	
		Não beneficiários	Não beneficiários	Não beneficiários	
Bloco de variáveis regionais/geográficas					
Urbano	-0,00810 (0,00687)	-0,00963 (0,00747)	-0,0159*** (0,00239)	-0,0162*** (0,00202)	<b>-0,0194***</b> <b>(0,00210)</b>
Norte	-0,00390 (0,00734)	-0,00345 (0,00949)	0,00640** (0,00274)	0,0102*** (0,00236)	<b>0,0151***</b> <b>(0,00234)</b>
Sul	-0,0140 (0,00916)	0,0270 (0,0243)	0,00552 (0,00355)	0,00280 (0,00261)	<b>4,74e-05</b> <b>(0,00212)</b>
Centro_Oeste	-0,00253 (0,00829)	0,0541** (0,0243)	0,00851** (0,00361)	0,00826*** (0,00276)	<b>0,0141***</b> <b>(0,00246)</b>
Nordeste	0,00341 (0,00630)	0,0373*** (0,0103)	0,0219*** (0,00245)	0,0224*** (0,00195)	<b>0,0200***</b> <b>(0,00178)</b>
Capital	-0,00801 (0,00494)	-0,0126 (0,00839)	-0,0100*** (0,00207)	-0,0103*** (0,00167)	<b>-0,0104***</b> <b>(0,00149)</b>
Regiao_Metropolitana	-0,00543 (0,00649)	-0,00863 (0,00979)	-0,008*** (0,00232)	-0,00651*** (0,00191)	<b>-0,00600***</b> <b>(0,00167)</b>
Bloco de variáveis sociodemográficas					
Raça_da Pessoa de Referência	-0,00163 (0,00548)	0,0122 (0,00905)	0,00133 (0,00209)	-0,000262 (0,00165)	<b>-0,00399***</b> <b>(0,00143)</b>
Fundamental_Incompleto	0,0138** (0,00655)	0,00474 (0,00763)	0,00109 (0,00244)	-0,000128 (0,00203)	<b>0,00101</b> <b>(0,00201)</b>
Medio_Incompleto	0,00517 (0,00774)	0,0219** (0,0100)	0,00582** (0,00292)	0,00490** (0,00245)	<b>0,00440*</b> <b>(0,00245)</b>
Superior_Incompleto	0,0132* (0,00790)	0,0385*** (0,0114)	0,0168*** (0,00281)	0,0134*** (0,00231)	<b>0,0107***</b> <b>(0,00218)</b>
Superior_Completo	-0,00405 (0,00908)	0,00868 (0,0174)	0,0309*** (0,00590)	0,0270*** (0,00406)	<b>0,0150***</b> <b>(0,00283)</b>
Sexo_Pref	0,00640 (0,00442)	0,0194*** (0,00621)	0,00591*** (0,00170)	0,00535*** (0,00139)	<b>0,00278**</b> <b>(0,00126)</b>

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Beneficiários	Faixas de renda			Total
		R\$ 0,00- R\$ 151,00	R\$ 0,00-R\$ 1.130,00	R\$ 0,00-R\$ 1.821,87	
		Não beneficiários	Não beneficiários	Não beneficiários	
Idade_Pref	0,00303*** (0,000807)	0,00343*** (0,00117)	0,00152*** (0,000312)	0,00200*** (0,000237)	<b>0,00252*** (0,000214)</b>
Idade_Pref (ao quadrado)	-2,56e-05*** (6,90e-06)	-3,23e-05** (1,35e-05)	-1,10e-05*** (3,19e-06)	-1,68e-05*** (2,30e-06)	<b>-2,20e-05*** (1,98e-06)</b>
Digital	0,0109** (0,00511)	0,0253** (0,0107)	0,0186*** (0,00209)	0,0154*** (0,00163)	<b>0,0157*** (0,00141)</b>
Bloco de variáveis econômicas					
Inss	0,0193*** (0,00583)	0,0869*** (0,0221)	0,0281*** (0,00283)	0,0220*** (0,00210)	<b>0,0147*** (0,00173)</b>
Pbf	0,0129	-0,0217***	0,000803	-0,000994	<b>-0,00967***</b>
Lrenda_Pc	-0,00128 (0,00559)	-0,0117* (0,00698)	-0,00323* (0,00192)	-0,00128 (0,00146)	<b>0,000553 (0,00104)</b>
Constante	-0,0433 (0,0423)	-0,00995 (0,0409)	0,00367 (0,0136)	-0,0130 (0,0109)	<b>-0,0274*** (0,00863)</b>
Observações	-	5.286	29.736	42.195	<b>57.920</b>

Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

Os resultados expostos acima indicam que, para os beneficiários do BPC, os fatores geográficos e regionais utilizados nesta análise não impactam, de forma positiva ou negativa, o percentual de sua renda despendida com produtos e serviços financeiros. Contudo, para os não beneficiários, o padrão observado está de acordo com os resultados obtidos em Beck *et al.* (2007) e em Leyshon (2009), indicando desvantagem de domicílios com logradouro em regiões menos desenvolvidas e urbanizadas.

No bloco sociodemográfico, os resultados apresentados indicam que, quanto maior o nível de escolaridade do chefe do domicílio, maior o dispêndio com serviços financeiros proporcionalmente à renda. Esse é um resultado inesperado, quando consideramos o que foi observado por Grohmann, Klühs e Menkhoff (2018). No entanto, essa é uma questão delicada, sendo necessário confrontar este resultado com a média potencial da variável *condições*, considerando-se a escolaridade do chefe do domicílio. Para tanto, apresenta-se a tabela 7.

**TABELA 7**  
**Média potencial estimada de beneficiários e não beneficiários elegíveis ao BPC, por escolaridade do chefe do domicílio**

Escolaridade	Beneficiários	Não beneficiários <sup>1</sup>
Sem instrução	0,045 (0,049)	0,040 (0,038)
Fundamental incompleto	0,049 (0,043)	0,035 (0,038)
Médio incompleto	0,058 (0,046)	0,045 (0,040)
Superior incompleto	0,076 (0,048)	0,067 (0,039)
Superior completo	0,044 (0,043)	0,047 (0,037)

Fonte: POF 2017-2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/24786-pesquisa-de-orcamentos-familiares-2.html?edicao=25578&t=downloads>. Acesso em: 15 dez. 2019.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Elegíveis ao programa.

Obs.: Erros-padrão entre parênteses.

De fato, observa-se a tendência de aumento dos gastos com acesso e uso de serviços financeiros à medida que a escolaridade do chefe do domicílio aumenta. No entanto, esse aumento cessa nos domicílios chefiados por alguém com curso superior, com as famílias incluídas nessa categoria desfrutando de melhores condições no sistema financeiro formal. Por seu turno, em relação à inclusão digital, observa-se o mesmo padrão visto para o PBF, com a variável proporcionando maior nível de acesso, maior intensidade de uso, mas também implicando maiores dispêndios.

As duas variáveis referentes à idade do chefe do domicílio são estatisticamente significativas e devem ser analisadas em conjunto. O sinal obtido para a variável *idade* sugere que, quanto mais velho o chefe do domicílio, maior a despesa financeira no orçamento familiar. No entanto, ao se analisar a variável *idade* ao quadrado, tem-se que esse aumento acontece somente até certo ponto. Ou seja, as despesas financeiras crescem de acordo com a idade do chefe do domicílio até que, em determinado ponto, começam a cair.

No bloco de variáveis econômicas, nota-se, por um lado, a capacidade do PBF em proporcionar aos domicílios não beneficiários elegíveis do BPC melhores condições de acesso e uso. Por outro lado, para os domicílios beneficiários, possuir em seu quadro de moradores beneficiários do PBF é indiferente. Enquanto isso, ter um beneficiário do INSS no domicílio, seja beneficiário ou não do BPC, faz com que os dispêndios da família com produtos e serviços financeiros sejam maiores.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Objetivou-se aqui contribuir com o avanço observado, nas últimas décadas, em relação às temáticas ligadas à inclusão e exclusão financeira, voltando esforços para uma nuance considerada silenciosa por alguns pesquisadores: o impacto de políticas sociais na inclusão financeira. Para tanto, foram avaliados o nível de acesso, a intensidade de uso e as condições de uso e acesso a serviços financeiros formais com os quais beneficiários do BPC, bem como seus contrafactuais, se deparam.

Este artigo corrobora a relação de dependência entre o processo de inclusão financeira e o nível de renda das famílias, confirmando, assim, que serviços financeiros no Brasil, sobretudo investimentos, são bens de luxo. No entanto, as análises aqui presentes exploraram aspectos regionais, urbanos e socioeconômicos, sendo possível comprovar que o processo de cidadania financeira, embora dependente da renda, é também determinado por fatores que a transcendem e residem nas individualidades dos domicílios e de seus integrantes, ao expor o impacto de variáveis regionais e socioeconômicas.

No que diz respeito ao objetivo principal aqui proposto, partindo dos resultados encontrados para o BPC, à luz de Leyshon e Trift (1995), Anderloni (2006) e Dymski, Hernandez e Mohanty (2013), foi observado que os beneficiários do programa, quando comparados a seus contrafactuais, possuem, de fato, maiores níveis de acesso ao sistema financeiro formal. Por sua vez, o maior nível de acesso não é convertido em maior intensidade de uso dos produtos oferecidos e, adicionalmente, os beneficiários se defrontam com condições menos favoráveis, necessitando comprometer uma parcela superior do seu orçamento. Ou seja, o programa promove a bancarização dos domicílios beneficiários, mas não logra êxito em fomentar a cidadania financeira.

Diante desse cenário, considerando-se a multidimensionalidade da cidadania financeira e em linha com Barone e Sader (2008) e Trumbull (2012), devem ser formuladas ações que impeçam e penalizem a prática abusiva de fornecimento de serviços financeiros, sobretudo de crédito. Além disso, o desenvolvimento de programas de assessoria e orientação, em questões relacionadas a finanças e orçamento familiar, pode contribuir para aumentar a intensidade do uso consciente de serviços financeiros. Um bom canal de acesso às famílias – não só as beneficiárias do BPC, mas também as elegíveis – pode acontecer via Centros de Referência da Assistência Social (Cras), uma vez que seus objetivos são fortalecer a convivência da família com a comunidade e realizar sua inscrição no Cadastro Único.

Os resultados sobre as condições de acesso aos serviços financeiros, contudo, levantam questões importantes sobre as medidas recentes, que não só permitiram a consignação de parte do valor de benefícios sociais, como o BPC, mas também elevaram a margem consignável. O impacto de medidas como essas sobre

o endividamento e as condições de solvência da população idosa deve ser objeto de pesquisas futuras, com vistas ao eventual redirecionamento das diretrizes de políticas sociais.

## REFERÊNCIAS

ALLEN, F. *et al.* **The foundations of financial inclusion: understanding ownership and use of formal accounts.** Washington: World Bank, dez. 2012. (Policy Research Working Paper, n. 6290).

ALLEN, F. *et al.* The foundations of financial inclusion: understanding ownership and use of formal accounts. **Journal of Financial Intermediation**, v. 27, p. 1-30, jul. 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2015.12.003>.

ANDERLONI, L.; CARLUCCIO, E. M. Access to bank accounts and payment services. *In*: ANDERLONI, L.; BRAGA, M. D.; CARLUCCIO, E. M. (Ed.). **New frontiers in banking services: emerging needs and tailored products for untapped markets.** Berlim: Springer, 2007. p. 5-105. Disponível em: [https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-540-46498-3\\_2](https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-540-46498-3_2).

ARUN, T.; KAMATH, R. Financial inclusion: policies and practices. **IIMB Management Review**, v. 27, n. 4, p. 267-287, dez. 2015. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S097038961500097X?via%3Dihub>.

BARONE, F. M.; SADER, E. Acesso ao crédito no Brasil: evolução e perspectivas. **Revista de Administração Pública**, v. 42, n. 6, p. 1249-1267, dez. 2008. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rap/a/TwryKYFwx8r4zRQyKX5Q8MH/?lang=pt>.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inclusão financeira – Número 2.** Brasília: BCB, 2011. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/Nor/relinconfin/RIF2011.pdf>. Acesso em: jul. 2021.

BECK, T.; DEMIRGUC-KUNT, A.; PERIA, M. S. M. Reaching out: access to and use of banking services across countries. **Journal of Financial Economics**, v. 85, n. 1, p. 234-266, jul. 2007.

BECK, T.; DE LA TORRE, A. **The basic analytics of access to financial services.** Washington: Banco Mundial, out. 2006. (Policy Research Working Paper, n. 4026).

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications.** 1. ed. Nova York: Cambridge University Press, 2005.

CORRADO, G.; CORRADO, L. The geography of financial inclusion across Europe during the global crisis. **Journal of Economic Geography**, v. 15, n. 5, p. 1055-1083, set. 2015. Disponível em: <https://academic.oup.com/joeg/article/15/5/1055/1056322>.

CROCCO, M. A.; SANTOS, F.; FIGUEIREDO, A. Exclusão financeira no Brasil: uma análise regional exploratória. **Revista de Economia Política**, v. 33, n. 3, p. 505-526, set. 2013. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/y3nsMdY-WtCzm4JrRPnw6hxxk/?lang=pt>.

DEMIRGUC-KUNT, A. *et al.* **The global finindex database 2014**: measuring financial inclusion around the world. Washington: Banco Mundial, abr. 2015. (Policy Research Working Paper, n. 7255).

DEUS, J. L. de. **Inclusão financeira na perspectiva de gênero, renda e situação ocupacional**: determinantes e entraves para o município de Mariana (Minas Gerais). 2019. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Ouro Preto, 2019.

DRUKKER, D. M. Estimating treatment effects from observational data using teffects, stteffects, and eteffects. *In*: UNITED KINGDOM STATA USERS' GROUP MEETINGS, 2016, Londres. **Anais...** Texas: Stata Corp, 2016.

DYMSKI, G.; LI, W. The macrostructure of financial exclusion: mainstream, ethnic and fringe banks in money space. **Espace-Populations-Societes**, n. 1, p. 181-199, 2003. Disponível em: [https://www.persee.fr/doc/espos\\_0755-7809\\_2003\\_num\\_21\\_1\\_2072](https://www.persee.fr/doc/espos_0755-7809_2003_num_21_1_2072).

DYMSKI, G.; HERNANDEZ, J.; MOHANTY, L. Race, gender, power, and the US subprime mortgage and foreclosure crisis: a meso analysis. **Feminist Economics**, v. 19, p. 124-151, 2013.

FEBRABAN – FEDERAÇÃO BRASILEIRA DE BANCOS. **Pesquisa Febraban de tecnologia bancária 2019**. São Paulo: Febraban, 2019. Disponível em: <https://cmsarquivos.febraban.org.br/Arquivos/documentos/PDF/Pesquisa-FEBRABAN-Tecnologia-Bancaria-2019.pdf>.

GROHMANN, A.; KLÜHS, T.; MENKHOFF, L. Does financial literacy improve financial inclusion? Cross country evidence. **World Development**, v. 111, p. 84-96, nov. 2018. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X18302122?via%3Dihub>.

GURGEL, C. M. C. de A. **A desigualdade financeira induzida**: discussão sobre as dimensões da exclusão financeira e seus efeitos sobre os indivíduos em desvantagem social e econômica, influenciados pelos aspectos espaciais – casos brasileiro e americano. 2014. 207 f. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2014. Disponível em [https://repositorio.ufmg.br/bitstream/1843/BUBD-A2UFTW/1/tese\\_completa\\_revisada\\_\\_carla\\_michelle\\_coelho\\_de\\_andrade\\_gurgel.pdf](https://repositorio.ufmg.br/bitstream/1843/BUBD-A2UFTW/1/tese_completa_revisada__carla_michelle_coelho_de_andrade_gurgel.pdf).

HAIR, J. F. *et al.* (Org.). **SEM: an introduction**. Multivariate data analysis: a global perspective. 7th. ed. Upper Saddle River: Pearson Education, 2020.

HOLLOWAY, K.; NIAZI, Z.; ROUSE, R. **Women's economic empowerment through financial inclusion**. Connecticut: IPA, mar. 2017. 12. p. Disponível em: <https://www.poverty-action.org/sites/default/files/publications/Womens-Economic-Empowerment-Through-Financial-Inclusion.pdf>.

HUSSAIN, A. H. M. B. *et al.* Does financial inclusion increase financial resilience? Evidence from Bangladesh. **Development in Practice**, v. 29, p. 798-807, 2019. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/09614524.2019.1607256>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares 2017-2018: primeiros resultados**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101670.pdf>. Acesso em: 3 ago. 2021.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2017-2018: análise do consumo alimentar pessoal no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101742.pdf>. Acesso em: 23 jul. 2021.

JACCOUD, L. **Pobres, pobreza e cidadania: os desafios recentes da proteção social**. Rio de Janeiro: Ipea, jan. 2009. (Texto para Discussão, n. 1372).

KUMAR, A.; PAL, R.; PAL, R. Usage of formal financial services in India: demand barriers or supply constraints? **Economic Modelling**, v. 80, p. 244-259, ago. 2019.

LANA, T. P. **Exclusão financeira e sua relação com a pobreza e a desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, 2015.

LEYSHON, A. Financial exclusion. In: THRIFT, N.; KITCHIN, R. (Ed.). **International encyclopedia of human geography**. London: Elsevier, 2009.

LEYSHON, A.; THRIFT, N. Geographies of financial exclusion: financial abandonment in Britain and the United States. **Transactions of the Institute of British Geographers**, v. 20, n. 3, p. 312-341, 1995.

MARTÍNEZ, C. H.; HIDALGO, X. P.; TUESTA, D. Demand factors that influence financial inclusion in Mexico: analysis of the barriers based on the ENIF survey. **Journal of Financial Economic Policy**, v. 32, n. 3, p. 23, 2016. Disponível em: [https://www.researchgate.net/profile/David\\_Tuesta/publication/291356767\\_Determinants\\_of\\_financial\\_inclusion\\_in\\_Mexico\\_based\\_on\\_the\\_2012\\_National\\_Financial\\_Inclusion\\_Survey\\_ENIF/links/56a29ba908ae232fb201c8c8.pdf](https://www.researchgate.net/profile/David_Tuesta/publication/291356767_Determinants_of_financial_inclusion_in_Mexico_based_on_the_2012_National_Financial_Inclusion_Survey_ENIF/links/56a29ba908ae232fb201c8c8.pdf).

MINGOTTI, S. A. (Org.). **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

MORSY, H. Access to finance: mind the gender gap. **Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 78, p. 12-21, nov. 2020. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S106297692030020X?via%3Dihub>.

NERI, M. O Programa Bolsa Família e a inclusão financeira. *In*: CAMPELLO, T.; FALCÃO, T.; COSTA, P. V. da. (Org.). **O Brasil sem miséria**. 1. ed. Brasília: MDS, 2014. p. 727-746.

OMRAN, M. F. An analysis of the financial inclusion in South Africa considering race, education and income. **World Review of Entrepreneurship, Management and Sustainable Development**, v. 14, n. 5, p. 657-667, 2018. Disponível em: <https://www.inderscience.com/offers.php?id=94341>.

OUMA, S. A.; ODONGO, T. M.; WERE, M. Mobile financial services and financial inclusion: is it a boon for savings mobilization? **Review of Development Finance**, v. 7, n. 1, p. 29-35, jun. 2017.

OZILI, P. K. Financial inclusion research around the world: a review. **Forum for Social Economics**, v. 50, n. 4, p. 457-479, 25 jan. 2020. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/07360932.2020.1715238>.

PAIVA, A.; PINHEIRO, M. **BPC em disputa**: como alterações regulatórias recentes se refletem no acesso ao benefício. Brasília: Ipea, out. 2021. (Texto para Discussão, n. 2703). Disponível em: [https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/211014\\_td\\_2703\\_web.pdf](https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/211014_td_2703_web.pdf). Acesso em: 12 maio 2022.

PAULO, M. A.; WAJNMAN, S.; OLIVEIRA, A. M. C. H. A relação entre renda e composição domiciliar dos idosos no Brasil: um estudo sobre o impacto do recebimento do Benefício de Prestação Continuada. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 30, n. SUPPL, 2013. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbepop/a/8gjbCBqcsrM753b9xK4pSvC/?lang=pt>.

PINZÓN, E. Treatment Effects Using Stata. *In*: MEXICAN STATA USERS' GROUP MEETINGS, 2013, Cidade do México. **Anais...** Texas: StataCorp, 2013. Disponível em: [http://fmwww.bc.edu/RePEc/msug2013/mex13\\_pinzon.pdf](http://fmwww.bc.edu/RePEc/msug2013/mex13_pinzon.pdf).

SCHWARZER, H.; QUERINO, A. C. **Benefícios sociais e pobreza**: programas não contributivos da seguridade social brasileira. Brasília: Ipea, dez. 2002. (Texto para Discussão, n. 929). Disponível em: [http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2828/1/TD\\_929.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2828/1/TD_929.pdf).

SHARMA, M.; PAIS, J. Financial inclusion and development: a cross country analysis. *In*: ANNUAL CONFERENCE OF THE HUMAN DEVELOPMENT AND CAPABILITY ASSOCIATION, 2008, New Delhi. **Anais...** 2008.

TRUMBULL, G. Credit access and social welfare: the rise of consumer lending in the United States and France. **Politics and Society**, v. 40, n. 1, p. 9-34, 30 jan. 2012. Disponível em: <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/0032329211434688>.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BANG, H. Doubly robust estimation in missing data and causal inference models. **Biometrics**, v. 61, n. 4, p. 962-972, dez. 2005. Disponível em: <https://academic.oup.com/biometrics/article/61/4/962/7296220>.

LUNCEFORD, J. K.; DAVIDIAN, M. Stratification and weighting via the propensity score in estimation of causal treatment effects: a comparative study. **Statistics in Medicine**, v. 23, n. 19, p. 2937-2960, 15 out. 2004. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/sim.1903>.

STATA CORP. **Stata treatment-effects reference manual: potential outcomes/counterfactual outcomes**. Texas: Stata Press, 2019.

Data da submissão em: 14/01/2022

Primeira decisão editorial em: 05/05/2023

Última versão recebida em: 11/05/2023

Aprovação final em: 15/05/2023

# CONSOLIDAÇÃO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA: SUBSÍDIOS PARA UM REGIME FISCAL PÓS-PANDEMIA<sup>1,2,3</sup>

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha<sup>4</sup>

Geraldo Sandoval Góes<sup>5</sup>

Este estudo tem por objetivo geral reexaminar o processo de consolidação fiscal e seus impactos na sustentabilidade da dívida pública brasileira entre o primeiro trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2021. Foram utilizadas três metodologias: i) análise de estacionariedade, usando testes de raízes unitárias; ii) método de momentos generalizados para estimação de função de reação fiscal, considerando resultado fiscal estrutural (RFE) e inclusão de quebra estrutural; e iii) modelo VAR, visando estimar relações de causalidade e efeitos de choques exógenos de política fiscal. Os resultados obtidos indicaram que a dívida pública é sustentável, e que níveis de dívida elevados induzem reações fiscais estruturais estabilizadoras. A análise multivariada aponta a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre as principais variáveis, e os choques exógenos indicam sustentabilidade fiscal. Portanto, a consolidação fiscal baseada em cortes de despesas tem se mostrado uma estratégia crível para redução da dívida pública e ancoragem de expectativas.

**Palavras-chave:** consolidação fiscal; sustentabilidade da dívida pública; resultado fiscal estrutural.

## FISCAL CONSOLIDATION AND PUBLIC DEBT SUSTAINABILITY: SUBSIDIES FOR A POST-PANDEMIC FISCAL REGIME

This study aims to re-examine the fiscal consolidation process and its impacts on the sustainability of the Brazilian public debt between the first quarter of 2002 and the fourth quarter of 2021. Three methodologies were used: stationarity analysis using unit root tests; generalized moments method for estimating the fiscal reaction function considering structural fiscal result and inclusion of structural break; and, VAR model aiming to estimate causality relationships and effects of exogenous fiscal policy shocks. The results obtained indicated that the public debt is sustainable, and that high debt levels induce stabilizing structural fiscal reactions. The multivariate analysis points to the existence of a Granger bi-causality relationship between the main variables, and the exogenous shocks indicate fiscal sustainability. Therefore, fiscal consolidation based on expenditure cuts has proven to be a credible strategy for reducing the public debt and anchoring expectations.

**Keywords:** fiscal consolidation; public debt sustainability; structural fiscal balance.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66arta3>

2. As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a visão e o posicionamento da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) ou do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Quaisquer erros remanescentes ou omissões neste estudo são de exclusiva responsabilidade dos autores.

3. Os autores agradecem ao corpo editorial da Revista Planejamento e Políticas Públicas e aos seus dois pareceristas anônimos, aos participantes do Ninth Latin American Workshop in Law and Economics, e aos participantes do 51º Encontro Nacional de Economia (Anpec), pelos valiosos comentários e pelas sugestões de aprimoramentos deste estudo.

4. Auditor-Federal de finanças e controle da STN; e professor do mestrado profissional em economia, políticas públicas e desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP). *E-mail:* [sergio.gadelha@idp.edu.br](mailto:sergio.gadelha@idp.edu.br). Lattes: <http://lattes.cnpq.br/2146234312605522>. Orcid: 0000-0002-4685-8438.

5. Pesquisador na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail:* [profsandovalgoes@gmail.com](mailto:profsandovalgoes@gmail.com). Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7533982909369803>.

## CONSOLIDACIÓN FISCAL Y SOSTENIBILIDAD DE LA DEUDA PÚBLICA: SUBSIDIOS PARA UN RÉGIMEN FISCAL POSTPANDEMIA

Este estudio tiene como objetivo reexaminar el proceso de consolidación fiscal y sus impactos en la sostenibilidad de la deuda pública brasileña entre el primer trimestre de 2002 y el cuarto trimestre de 2021. Se utilizaron tres metodologías: análisis de estacionariedad utilizando pruebas de raíz unitaria; método de momentos generalizados para estimar la función de reacción fiscal considerando el resultado fiscal estructural e inclusión del quiebre estructural; y modelo VAR que busca estimar las relaciones de causalidad y los efectos de shocks exógenos de política fiscal. Los resultados obtenidos indicaron que la deuda pública es sostenible y que los altos niveles de deuda inducen reacciones fiscales estructurales estabilizadoras. El análisis multivariado apunta a la existencia de una relación de bicausalidad de Granger entre las principales variables, y los shocks exógenos indican sostenibilidad fiscal. Por lo tanto, la consolidación fiscal basada en recortes de gastos ha demostrado ser una estrategia creíble para reducir la deuda pública y anclar las expectativas.

**Palabras clave:** consolidación fiscal; sostenibilidad de la deuda pública; resultado fiscal estructural.

**JEL:** E62; H30; H60.

### 1 INTRODUÇÃO

O processo de consolidação fiscal contribui para um crescimento econômico que seja sustentável, trazendo estabilidade no médio e no longo prazo. No curto prazo, a consolidação fiscal pode gerar um efeito expansionista em relação à atividade econômica. O aumento da confiança nas contas públicas colabora para a redução da “percepção de risco” em relação ao país, podendo contribuir para a diminuição das taxas de juros de longo prazo. Ao elaborar um processo de consolidação fiscal, os formuladores de políticas devem tomar várias decisões importantes, tais como: o tamanho da melhoria desejável no resultado primário ou na relação dívida/produto interno bruto (PIB); a composição entre cortes de gastos e aumentos de impostos; e a velocidade de implementação desse processo (Alesina e Perotti, 1995; 1997; 1998; Alesina e Ardagna, 2010).

Apesar disso, acontecimentos recentes despertaram um interesse renovado nos efeitos macroeconômicos da consolidação fiscal, dado que os aumentos da dívida pública em proporção do PIB, observados desde a crise sanitária provocada pela pandemia de covid-19 (coronavírus), têm resultado em escolhas políticas difíceis diante das restrições orçamentárias (Balasundharam *et al.*, 2023). Essa crise levou países desenvolvidos e em desenvolvimento de todo o mundo a implementarem robustos pacotes de estímulo fiscal para mitigar os custos econômicos desse choque global. As ações fiscais discricionárias levaram a um aumento estrutural das despesas governamentais (por exemplo, subsídios a empresas e transferências de renda para as famílias) e a uma queda nas receitas (por exemplo, desonerações tributárias), ampliando assim os déficits públicos. A queda da atividade econômica, em decorrência dos *lockdowns* impostos por razões sanitárias, pressionou os resultados fiscais por meio de um mecanismo de estabilizadores automáticos.

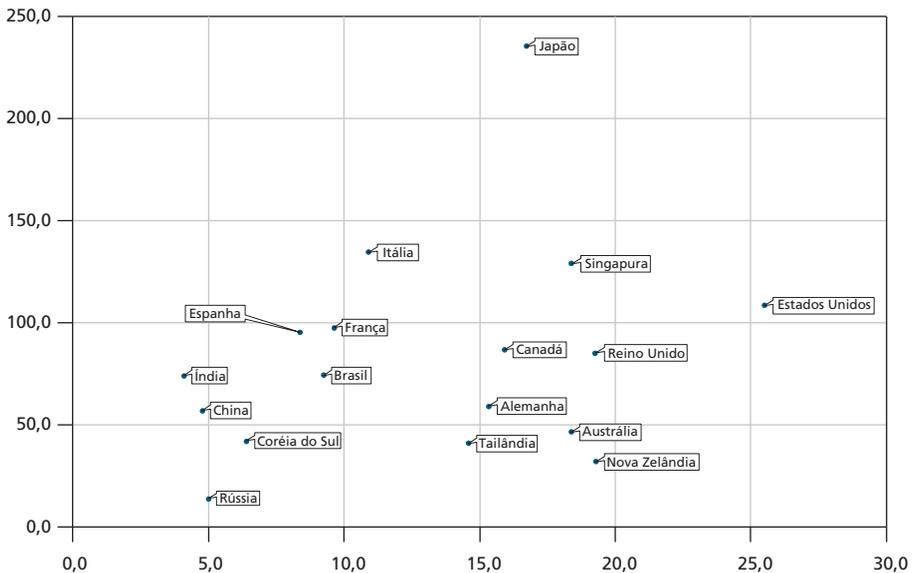
Estes acontecimentos resultaram não apenas em uma deterioração dos resultados fiscais em 2020, como também em um aumento da dívida pública, representando assim um desafio particular para esses países (FMI, 2021). Formuladores de políticas terão que fazer um esforço fiscal substancial para consolidar as finanças públicas e estabilizar a dinâmica da dívida pública.

Em termos mundiais, a resposta da política fiscal para essa crise sanitária foi a maior e mais rápida que já ocorreu em tempos de paz mundial, sendo caracterizada por duas fases. Há uma primeira fase aguda, em que o apoio fiscal é inestimável para proteger vidas e garantir meios de subsistência e, nesse contexto, a resposta da política fiscal se concentrou no apoio à renda privada, na preservação das relações de trabalho e no fortalecimento dos sistemas de saúde. Isso foi conseguido por meio dos seguintes instrumentos: por meio de robustas transferências diretas de renda para as famílias, aumento dos benefícios de seguro-desemprego, subsídios salariais e aumento do financiamento dos sistemas de saúde pública.

Por sua vez, na fase de recuperação, quando as infecções estavam sendo controladas com o avanço da vacinação em massa, nas nações industrializadas, o apoio fiscal foi direcionado para impulsionar investimentos, incluindo infraestrutura pública, investimento “verde”, bem como incentivos para apoiar o investimento privado e o consumo. Entretanto, em diversos mercados emergentes e economias em desenvolvimento, incluindo o Brasil, esse apoio fiscal estritamente relacionado ao combate à pandemia foi reduzido paulatinamente, e ao mesmo tempo se retomaram políticas de consolidação fiscal por meio do controle de despesas visando à sustentabilidade da dívida pública (FMI, 2021; Balasundharam *et al.*, 2023). Nesse último grupo de países, o impacto adverso da pandemia reforçou ainda mais o compromisso de seus governos com os objetivos de austeridade fiscal e sustentabilidade da dívida pública em médio e longo prazo, tornando-se ainda mais premente o avanço na agenda de reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade. Assim, a continuidade do processo de consolidação fiscal, aliada com a agenda de reformas econômicas, é essencial para a retomada da confiança dos agentes econômicos, dos investimentos e do crescimento econômico sustentável que dê suporte à geração de empregos e de renda, além de maior nível de bem-estar para a população brasileira. Uma análise interessante sobre a resposta fiscal à pandemia em diferentes países é ilustrada no gráfico 1.

GRÁFICO 1

**Dívida bruta do governo geral (em 2019) e resposta fiscal à covid-19 (a partir de 2020)**  
(Em % do PIB)



Fontes: Fundo Monetário Internacional (FMI): banco de dados do relatório Monitor Fiscal relacionado às medidas fiscais dos países em respostas à pandemia de covid-19 (disponível em: <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Fiscal-Policies-Database-in-Response-to-COVID-19>. Acesso em: 19 nov. 2021); para o Brasil, Banco Central do Brasil (BCB): Sistema Gerenciador de Séries Temporais<sup>1</sup> (disponível em: <https://www.bcb.gov.br/>. Acesso em: 12 nov. 2021); para os demais países, FMI – *Database* do relatório *World Economic Outlook*, out. 2021 (disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2021/October>. Acesso em: 8 nov. 2021).

Nota: <sup>1</sup> Entre 2001 e 2007: série "4537 – DBGG, metodologia utilizada até 2007". Entre 2008 e 2020: série "13762 – DBGG, metodologia utilizada a partir de 2008".

Obs.: DBGG – Dívida bruta do governo geral.

O primeiro tipo de resposta fiscal foi observado nas economias avançadas com estabilizadores automáticos<sup>6</sup> fortes, incluindo benefícios de seguro-desemprego mais generosos e esquemas de subsídios salariais pré-financiados projetados para manter relações de emprego, em que se exigiram medidas fiscais adicionais menores, a fim de fornecer o mesmo apoio à renda privada que outras economias com estabilizadores automáticos mais fracos. Ou seja, as economias avançadas que forneceram robustas respostas fiscais diretas também tenderam a ser aquelas com dívida governamental pré-pandemia mais baixa e déficits fiscais menores. À medida que a pandemia avançava, outros governos tornaram-se cada vez mais dispostos

6. Os estabilizadores automáticos são políticas governamentais que ajustam automaticamente os gastos e as receitas do governo para apoiar a atividade econômica em diferentes estágios do ciclo de negócios. Por exemplo, durante crises econômicas, os gastos do governo aumentam naturalmente à medida que mais pessoas recebem os benefícios do seguro-desemprego (que sustentam a renda familiar e o consumo), enquanto, ao mesmo tempo, as receitas do governo derivadas de impostos sobre a renda familiar, empresarial e consumo tendem a cair, especialmente quando os impostos são progressivos.

a estender e aumentar seu apoio fiscal, devido a sua eficácia no início da crise e ao baixo custo de financiamento desse apoio por meio da emissão de títulos do governo.

O segundo tipo de resposta fiscal foi constatado nos mercados emergentes e nas economias em desenvolvimento, em que as medidas de apoio fiscal direto foram, em média, menores em escala se comparadas com as economias avançadas. Isso refletiu mais restrições de financiamento experimentadas por alguns governos, incluindo o alto custo da emissão de novos títulos (Alberola *et al.*, 2020). Essas restrições de financiamento tornaram mais difícil, para muitas dessas economias, apoiar seus sistemas de saúde e segmentos economicamente vulneráveis de suas populações.

É importante ressaltar o terceiro tipo de resposta fiscal, que inclui o caso brasileiro: em comparação com os países desenvolvidos e em desenvolvimento com elevada relação dívida/PIB em 2020, os esforços fiscais no Brasil voltados ao enfrentamento da pandemia estão entre os mais altos, em termos percentuais do PIB. De fato, apesar de apresentar um endividamento aproximadamente em torno de 70% do PIB, essa resposta fiscal, mensurada em despesas como proporção do PIB, situou-se em níveis próximos a países de economias avançadas, como França e Itália. Apesar desse expressivo esforço fiscal em 2020, o governo federal manteve sua diretriz de responsabilidade fiscal e implementação da agenda reformista, reforçando o compromisso com o processo de consolidação fiscal por meio do controle das despesas.

A correção dos desequilíbrios fiscais e a redução da dívida pública tornam-se agora uma prioridade para a maioria dos países no período pós-pandemia. Entretanto, o processo de consolidação fiscal em curso no Brasil tem levantado um importante questionamento: quais são os efeitos do processo de consolidação fiscal – o qual foi iniciado a partir da instituição do teto de gastos pela Emenda Constitucional nº 95/2016, posteriormente acompanhado pela implementação de reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade – sobre a dinâmica da trajetória da dívida pública?

A hipótese norteadora desta pesquisa reside no fato de que o Brasil tem gerado resultado fiscal estrutural (RFE) compatível com a estabilização da relação dívida/PIB, evidenciando que o processo de consolidação fiscal em curso no Brasil é crível e fiscalmente sustentável, ancorando as expectativas dos agentes.

Este estudo tem por objetivo geral reexaminar o processo de consolidação fiscal e seus impactos na sustentabilidade da dívida pública no caso brasileiro entre o primeiro trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2021. Em termos de objetivos específicos, foram utilizadas três abordagens metodológicas distintas: i) análise da sustentabilidade da dívida pública, mediante testes de raízes unitárias; ii) estimação de uma função de reação fiscal, por meio do estimador do método de momentos generalizados; e iii) análise multivariada, a partir da estimação de

um modelo vetorial autorregressivo (modelo VAR), envolvendo análise de causalidade de Granger em bloco, funções de impulso-resposta generalizadas (FIRG), e decomposição da variância dos erros de previsão (ADV).

Um corpo bastante amplo da literatura se relaciona a questões de quando e como os formuladores de políticas realizam ajustes macroeconômicos. Antes de conectar este estudo com a literatura sobre o tema, os seguintes aspectos merecem destaque em termos de delimitação do escopo. Primeiro, enquanto uma questão central da literatura é explicar a escolha entre ajustes internos e ajustes externos, o foco desta pesquisa está voltado aos primeiros, especificamente, os ajustes fiscais implementados no Brasil na forma de corte de gastos. Segundo, enquanto a literatura sobre ajustes fiscais tem focado, na maior parte, em seus impactos no crescimento econômico (Alesina, Favero e Giavazzi, 2015; Guajardo, Leigh e Pescatori, 2014), neste estudo, o foco é a análise dos impactos da consolidação fiscal sobre a sustentabilidade da dívida pública em relação ao contexto recente de teto de gastos e ao advento da pandemia, tendo em vista a falta de estudos e resultados sobre esse contexto.

A motivação para se realizar este estudo se deve ao aumento acentuado do indicador dívida/PIB e a crescente preocupação com a sustentabilidade das finanças públicas, os quais impuseram a necessidade de um rigoroso ajuste fiscal e estratégias críveis de redução da dívida pública. Além disso, a literatura sobre consolidação fiscal geralmente determina os períodos de consolidação e de expansão fiscal usando critérios baseados em oscilações do resultado fiscal ciclicamente ajustado ou RFE (Heylen, Hoebeek e Buysse, 2013). Portanto, analisar a relação entre RFE e dívida pública é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. A literatura sobre política fiscal tem fornecido uma série de indicações sobre os determinantes de consolidações fiscais bem-sucedidas, em particular no que diz respeito a: sua composição (isto é, consolidações fiscais baseadas em cortes de despesas *versus* aumento de receitas, ou ambos); a natureza (consolidação gradual ou acentuada); e o papel desempenhado pelas medidas econômicas (flexibilização monetária, desvalorização/depreciação real da moeda nacional, reformas estruturais e do arcabouço fiscal) e pela influência das condições macroeconômicas (posição de início no ciclo econômico), que são de relevância direta para orientar a formulação da política fiscal no momento atual. Entretanto, essa literatura permanece omissa no Brasil acerca da análise da sustentabilidade da dívida pública por meio do uso de uma medida estrutural de política fiscal.

Os principais resultados obtidos neste estudo podem ser resumidos como se seguem: i) a análise de estacionariedade e a estimação da função de reação fiscal estrutural indicaram que a dívida pública é sustentável no médio e no longo prazo; ii) a análise multivariada destacou a existência de uma relação de bi-causalidade, no sentido de Granger, existente entre DBGG e RFE, em proporção do PIB; e

iii) os choques fiscais indicam sustentabilidade fiscal, conforme resultados das FIRG e da ADV.

O restante deste estudo encontra-se organizado da seguinte forma. A segunda seção revisa a literatura teórica e empírica sobre os impactos da consolidação fiscal sobre a sustentabilidade da dívida pública. A terceira seção introduz o arcabouço conceitual para se testar a sustentabilidade fiscal. A quarta seção descreve a metodologia a ser utilizada. A quinta seção detalha a descrição das variáveis e o tratamento dos dados, bem como fatos estilizados da economia brasileira. A sexta seção discute os resultados empíricos encontrados. Por fim, a sétima seção fornece as considerações finais com as recomendações de política.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura sobre consolidação fiscal se concentra na importância relativa dos vários fatores que impulsionam a adoção e a implementação de ajustes fiscais. No que se refere ao início dos programas de consolidação fiscal, tanto a situação das finanças públicas como as condições econômicas prevaletentes no momento dessa consolidação têm sido consideradas, na maioria dos trabalhos empíricos, como determinantes importantes (Perotti, 1999; Giavazzi, Jappelli e Pagano, 2000; Alesina, Campante e Tabellini, 2008). Em particular, de acordo com Guichard *et al.* (2007) e Barrios, Langedijk e Pench (2011), é provável que as consolidações fiscais sejam implementadas quando a postura fiscal se encontre afetada por um elevado endividamento público, mas a economia doméstica esteja tendo um desempenho relativamente bom em comparação com outros países. Ambas as condições também são vistas como fundamentais para aumentar o tamanho da consolidação fiscal e, assim, aumentar a probabilidade de seu sucesso (Afonso e Jalles, 2011; Hagen, Hallett e Strauch, 2002).

Outros fatores que afetam a probabilidade de ajustes fiscais bem-sucedidos incluem: i) o momento da adoção das medidas de austeridade fiscal; ii) o tamanho do ajuste fiscal; e iii) a composição do ajuste fiscal. Em relação ao efeito do tempo, as consolidações fiscais “graduais” têm demonstrado serem mais bem-sucedidas que os ajustes pontuais. Contudo, em uma situação de elevados níveis de endividamento e, em um ambiente de baixo crescimento econômico, os ajustes pontuais podem ser mais eficazes (Barrios, Langedijk e Pench, 2011). De forma similar, Hagen, Hallett e Strauch (2002) encontram evidências de “fadiga” de consolidação, ou seja, quando um episódio de consolidação fiscal perdura por um período relativamente longo, a probabilidade de reversão do processo de ajuste fiscal é maior. Quanto ao tamanho do programa de consolidação fiscal, ajustes severos sinalizam o compromisso do governo em alcançar a sustentabilidade de longo prazo da dívida pública (Giavazzi e Pagano, 1996; Hagen, Hallett e Strauch, 2002).

No caso dos efeitos de composição, diversos estudos mostram que, em comparação a ajustes fiscais, que dependem de aumentos de impostos e cortes no investimento público, os programas de consolidação fiscal orientados em corte de gastos correntes – especialmente, cortes nas despesas com pessoal – têm maior chance de sucesso em salvaguardar o crescimento econômico e trazer as economias para uma trajetória sustentável da dívida pública (Alesina e Perotti, 1995; 1997; 1998; McDermott e Wescott, 1996; Buti e Sapir, 1998; Agnello, Castro e Sousa, 2013). Esse resultado se deve à natureza pró-crescimento dos cortes de gastos governamentais *vis-à-vis* aumentos de carga tributária (Ardagna, 2004; Alesina e Ardagna, 2010), bem como o impacto da queda das taxas de juros de curto e longo prazo sobre custos e preços, que acabam por estimular o consumo e impulsionar o crescimento do PIB (Ahrend, Catte e Price, 2006).

Outra vertente da literatura tem se concentrado na possibilidade de que as consolidações fiscais possam ter repercussões positivas para a atividade econômica. Se houver preocupações com a sustentabilidade das finanças públicas, um ajuste fiscal crível pode ter efeitos expansionistas, pois o setor privado antecipa uma carga tributária futura menor. Além disso, há evidências de que ajustes fiscais críveis podem estar associados a uma expansão, não a uma contração, do PIB, à medida que a riqueza do setor privado aumenta devido a impostos e taxas de juros mais baixos, estimulando o investimento privado e aumentando a produção doméstica (Alesina e Perotti, 1995; Alesina e Ardagna, 2010).

No caso brasileiro, diversos estudos investigaram o tema consolidação fiscal sob diferentes vertentes. Por exemplo, Rocha e Rocha (2008) analisaram a persistência das consolidações fiscais dos estados brasileiros no período de 1986 a 2001, e os resultados não paramétricos sugeriram que a probabilidade de que a consolidação fiscal seja mantida cai rapidamente depois do primeiro ano e decresce dramaticamente depois do segundo ano.

Gadelha (2011) analisou se no Brasil a política fiscal possuía efeitos keynesianos, não keynesianos ou wagnerianos em relação ao produto agregado da economia, e os resultados obtidos evidenciaram a prevalência da hipótese keynesiana nos investimentos públicos, destacando-se sua importância em estimular o crescimento econômico de longo prazo. No curto prazo, os resultados indicaram a necessidade de se controlar a trajetória crescente das demais despesas correntes, dos benefícios previdenciários e da dívida pública, bem como elevar os gastos com investimentos públicos e transferências governamentais para enfrentar os efeitos adversos da crise financeira internacional de 2008 a 2009.

Além disso, diversos estudos analisaram a sustentabilidade da dívida pública no caso brasileiro por meio da estimação de funções de reações fiscais. Destacam-se as seguintes contribuições: i) Mello (2005) analisou dados mensais da economia

brasileira entre 1995 e 2004, e encontrou evidências de que todos os níveis de governo reagem a mudanças no endividamento público ajustando suas metas de superávit primário; ii) Cavalcanti e Silva (2010) analisaram os efeitos da política fiscal na economia brasileira no período de 1995 a 2008, a partir da estimação de um modelo VAR que considerasse explicitamente o papel da dívida pública na determinação da política fiscal; iii) no espírito de Bohn (2005; 2007), Simonassi, Arraes e Sena (2014) prosseguiram com a agenda de pesquisa de Issler e Lima (2000) e constataram situação de solvência fiscal no Brasil a partir de 1994; iv) Tabosa *et al.* (2016), ao analisarem a capacidade dos Estados brasileiros em manter uma trajetória sustentável da dívida, encontraram evidências de que não há uma política fiscal estadual ativa de geração de superávit primário ao aumento da dívida pública; e v) Campos e Cysne (2019) avaliaram a sustentabilidade da dívida pública no Brasil usando dados mensais de janeiro de 2003 a junho de 2016, com base na estimação de funções de reação fiscal com coeficientes variantes no tempo.

Três métodos de estimação foram aplicados: filtro de Kalman, suavização de *spline* penalizada e cointegração variável no tempo. Os resultados obtidos indicaram que a dívida pública brasileira atingiu uma trajetória insustentável nos últimos anos da amostra. E, recentemente, Moreira e Monte (2023) usaram regressões segundo o método dos momentos generalizado (GMM) para analisar a sustentabilidade da dívida pública brasileira no período 2003-2019, e os resultados obtidos evidenciaram a prevalência de regras fiscais pró-cíclicas, divergindo assim do princípio de sustentabilidade da dívida pública segundo Bohn (2005; 2007).

Recentemente, Salomão Neto (2023) testou a hipótese de austeridade expansionista para o Brasil entre o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2020 por meio de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas não lineares (*nonlinear autoregressive distributed lags* – NARDL). Entre os resultados obtidos, verificou-se a existência de uma relação de longo prazo entre: o PIB; a dívida pública bruta e líquida; os impostos totais, diretos e indiretos; além das despesas totais, obrigatórias e discricionárias. Em relação aos modelos de correção de erros, os choques de curto prazo que afetam a economia brasileira se dissipam. Todavia, a dinâmica de ajustamento é muito lenta para todas as variáveis. Finalmente, a análise dos multiplicadores dinâmicos indica que políticas de austeridade no Brasil, empreendidas no lado da despesa, dos impostos ou da dívida pública, são expansionistas.

Este estudo traz três contribuições à literatura sobre consolidação fiscal no Brasil. A primeira delas consiste em um reexame da dinâmica de sustentabilidade da dívida pública ao longo do processo de consolidação fiscal em curso, usando dados do RFE, uma vez que existe uma ausência de pesquisas sobre uma clara relação entre o tamanho dos esforços dessa consolidação e as mudanças na relação dívida/PIB. A literatura internacional determina os períodos de consolidação

fiscal usando critérios baseados em oscilações de indicadores fiscais específicos, como o orçamento fiscal ajustado ao ciclo econômico ou o RFE. No que se refere à segunda contribuição, a sustentabilidade da política fiscal é analisada por meio da abordagem conjunta de duas metodologias consagradas nessa vertente de pesquisa: a restrição orçamentária intertemporal do governo; e a reação fiscal em relação à trajetória do endividamento público. Na terceira contribuição, analisa-se o comportamento dinâmico das variáveis fiscais por meio de duas metodologias distintas, mas complementares: método dos momentos generalizados e modelos VAR.

### 3 ARCABOUÇO CONCEITUAL PARA SE TESTAR SUSTENTABILIDADE FISCAL

#### 3.1 Restrição orçamentária intertemporal do governo

Na primeira abordagem, testes de sustentabilidade da dívida pública são baseados na restrição orçamentária intertemporal do governo em sua forma de valor presente. Isto é, a sustentabilidade fiscal exige que o orçamento do governo seja equilibrado intertemporalmente. Uma breve explicação de uma estrutura formal para derivar as condições suficientes para sustentabilidade é dada a seguir, baseada em Quintos (1995). Assim, a sustentabilidade fiscal pressupõe um equilíbrio intertemporal do orçamento, em que a restrição orçamentária de determinado período é dada pela equação (1):

$$B_t - B_{t-1}(1 + r) = G_t - R_t \quad (1)$$

Na equação,  $R_t$  é a receita governamental no período  $t$ ;  $G_t$  é o gasto governamental;  $B_t$  é o estoque de dívida pública; e  $r$  é a média da taxa real de juros da dívida. Por meio de substituição recursiva e, em seguida, tomando-se as primeiras diferenças, a equação (1) se torna:

$$\Delta B_t = G_t - R_t = \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s+1} \times [(\Delta R_{t+s} - \Delta G_{t+s}) - \Delta(r_{t+s} - r)B_{t+s-1}] + \lim_{s \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s+1} \times \Delta B_{t+s} \quad (2)$$

Se o governo obedece a sua restrição orçamentária intertemporal, então o valor presente esperado dos superávits primários futuros deve ser igual ao valor corrente da dívida. Isso resulta que:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s+1} E_t(\Delta B_{t+s}) = 0 \quad (3)$$

Na equação (3),  $E_t$  é o operador de esperança condicional na informação disponível no tempo  $t$ . Uma maneira de se verificar a hipótese da sustentabilidade

fiscal é testar se a dívida pública é estacionária em suas primeiras diferenças ( $\Delta B_t$ ).<sup>7</sup> Alternativamente, pode-se testar cointegração na seguinte regressão:

$$R_t = \alpha + \beta G_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Na equação (4),  $\varepsilon_t$  é um termo de erro ruído branco gaussiano independente e identicamente distribuído, com média zero e variância constante:  $\varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$ .

A equação (4), juntamente com a equação (2), implica que as primeiras diferenças da dívida pública (ou seja, a variação da dívida pública) podem ser escritas como:

$$\Delta B_t = G_t - R_t = (1 - \beta)G_t - \alpha - \varepsilon_t \quad (5)$$

Quintos (1995) assume que o estoque da dívida pública ( $B_t$ ) é integrado na primeira ou segunda diferenças, ou seja, I(1) ou I(2), e nesse caso a análise de sustentabilidade pode ter três cenários possíveis, descritos a seguir.

- 1) Se o estoque da dívida pública é estacionário em primeiras diferenças ( $\Delta B_t$ ), então a sustentabilidade é dita ser “forte”. A equação (5) implica que o coeficiente  $\beta$  precisa ser necessariamente igual a um, ao passo que  $\varepsilon_t$  precisa ser estacionário em nível [I(0)], caracterizando-se cointegração entre as séries de receita e de despesa governamentais. A sustentabilidade forte é consistente com a ideia de que os déficits não podem ser persistentes.
- 2) Se o estoque da dívida pública é estacionário em segundas diferenças [I(2)], então a sustentabilidade é dita “fraca”. Mas, desde que o governo esteja gastando mais do que suas receitas, eventualmente irá incorrer em dificuldades no gerenciamento de sua dívida. Portanto, o único requisito nesse caso é que  $0 < \beta < 1$ . Nesse caso, em que  $G_t$  e  $R_t$  são cointegrados, a elasticidade de longo prazo menor do que um da receita relativa ao gasto pode ser um indicativo de risco (*default* da dívida pública).
- 3) Insustentabilidade, quando  $\beta \leq 0$ , implicando que os déficits têm sido acumulados a uma taxa maior que a taxa de crescimento da economia, de modo que a restrição orçamentária intertemporal do governo seria violada.

### 3.2 Funções de reações fiscais

A abordagem metodológica para testar se a restrição orçamentária intertemporal é, ou não, válida por meio de testes de raiz unitária predominou por muito tempo, tendo como trabalho seminal Hamilton e Flavin (1986), o qual contribuiu de forma analítica ao aplicar testes de raízes unitárias no estoque da dívida como análise estatística de sustentabilidade da dívida. Apesar do uso frequente de testes

7. Assumindo-se que o estoque da dívida pública segue um passeio aleatório sem deslocamento, tem-se que:  $B_t = B_{t-1} + \varepsilon_t \Rightarrow B_t - B_{t-1} = \varepsilon_t \Rightarrow \Delta B_t = \varepsilon_t$ .

de raízes unitárias e de cointegração para se analisar a sustentabilidade da dívida pública, diversos estudos (por exemplo, Uctum, Thurston e Uctum, 2006) argumentam que esses testes podem não ser suficientes para rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade na presença de quebras estruturais na condução da política fiscal. Ou seja, esses testes podem apresentar resultados questionáveis se houver razões para acreditar que determinado país experimentou uma mudança estrutural na gestão fiscal e de endividamento. Bohn (1998; 2005; 2007) demonstra que há uma série de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração, mas satisfazem a restrição orçamentária intertemporal.<sup>8</sup>

Outra abordagem apontada como complementar aos testes de raízes unitárias e de cointegração consiste na estimação de funções de reação fiscal, a qual avalia como governos respondem a variações na dívida pública por meio de variações no resultado primário. A restrição orçamentária intertemporal do governo é dada pela equação (6):

$$\Delta B_t = -S_t + \rho B_{t-1} \quad (6)$$

Nessa equação  $B_t$  é a dívida pública;  $S_t$  é o superávit primário; e  $\rho$  é a taxa de juros incidente na dívida pública. A restrição orçamentária intertemporal do governo impõe restrições à relação de longo prazo entre receitas e despesas, e sua sustentabilidade implica que o mercado não tolera esquemas de Ponzi, em que novas dívidas são geradas sistematicamente para pagar o serviço da dívida.

A função de reação do governo considera que, se existe uma relação positiva entre o superávit primário e o nível da dívida pública – isto é, se os governos reagem sistematicamente ao crescimento das dívidas, aumentando o superávit fiscal atual –, há uma condição suficiente para que a trajetória da dívida seja revertida. Em Uctum, Thurston e Uctum (2006), tal função de reação fiscal é dada por:

$$S_t = \mu + \alpha B_{t-1} + \beta g_t + \gamma r_t + v_t \quad (7)$$

Na equação (7),  $g_t$  e  $r_t$  são desvios dos níveis normais de despesas e receitas, respectivamente. Espera-se que o superávit diminua com um aumento do gasto governamental transitório ( $\beta < 0$ ) e eleve com aumentos da receita ( $\gamma > 0$ ). A condição de sustentabilidade é dada por  $\alpha > 0$ .

8. De maneira resumida, os principais problemas clássicos em pesquisa aplicada ao usar testes de raízes unitárias para análise de sustentabilidade da dívida pública são: i) problema de potência dos testes de raiz unitária, os quais são afetados aos erros do tipo I e II; e ii) divergências de resultados entre esses testes.

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 Testes de raízes unitárias

A estimação de modelos (uniequacional e multivariado) a ser implementada requer a análise de estacionariedade das séries temporais, a qual será desenvolvida pela aplicação de testes de raízes unitárias. Os testes modificados de Dickey-Fuller ( $ADF^{GLS}$ ) e de Phillips-Perron ( $MZ_{\alpha}^{GLS}$ ), propostos por Elliot, Rothenberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), são aplicados com a finalidade de verificar a estacionariedade das séries de tempo. Esses testes superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979; 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988). As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979; 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: i) a ineficiência da extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS); e ii) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, Elliot, Rothenberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística  $ADF^{GLS}$  como a estatística  $t$  para testar a hipótese nula de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária. Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de informação de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem, quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série. Isso gera distorções e motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (Maic) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagens.

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste  $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$ . Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens Maic produz testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos tradicionais Teste Aumentado de Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller Test – ADF) e Teste de Phillips-Perron (Phillips-Perron Test – PP). Os valores críticos das estatísticas  $ADF^{GLS}$  e  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  estão reportados em Ng e Perron (2001).

Contudo, mesmo os testes modificados  $ADF^{GLS}$  e  $MZ_{\alpha}^{GLS}$  possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se enviesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias. Foram considerados três modelos de quebra estrutural. O modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. O modelo C, que é conhecido como *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos, nível e tendência.

Pesquisas posteriores adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Nesse contexto, Vogelsang e Perron (1998) desenvolveram um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *innovation outlier* (IO) e *additive outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais. Assim, os dois modelos são usados para verificar a hipótese de estacionariedade: quebra no intercepto, quebra no intercepto e na tendência, ambas em nível e em primeira diferença.

Por sua vez, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002; 2003) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõem uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível é acrescentada ao termo determinístico do processo gerador de dados. Os termos determinísticos são extraídos por GLS e, em seguida, aplica-se um teste ADF às séries ajustadas. Valores críticos do teste encontram-se tabulados por Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002).

#### 4.2 Análise uniequacional

A função de reação fiscal será estimada usando-se o GMM, por causa da potencial endogeneidade de variáveis explicativas. O estimador GMM permite que modelos econômicos sejam diretamente parametrizados, evitando-se suposições desnecessárias sobre a distribuição dos erros (Hansen, 1982; Hamilton, 1994, p. 409-415). Defina  $r$  como o número de condições de ortogonalidade (ou condições de momento) e  $a$  sendo o número de parâmetros. Seja  $w_t$  um vetor ( $h \times 1$ ) de variáveis aleatórias do modelo observadas na data  $t$ ;  $\theta$  é um vetor ( $a \times 1$ ) de parâmetros desconhecidos a serem estimados; e  $h(\theta, w_t)$  é uma função vetor valorada ( $r \times 1$ ),  $h(\mathbb{R}^a \times \mathbb{R}^h) \rightarrow \mathbb{R}^r$ . Se  $w_t$  é uma variável aleatória,  $h(\theta, w_t)$  também o será. Seja  $\theta_0$  o valor verdadeiro de  $\theta$ , caracterizado pela propriedade

de que  $E[h(\theta_0, w_t)] = 0$ . Seja  $\mathcal{Y}_t \equiv (w'_T, w'_{T-1}, \dots, w'_1)'$  um vetor  $(Th \times 1)$  contendo todas as observações na amostra de tamanho  $T$ .

Deve-se escolher  $\theta$  de tal modo que o momento amostral  $g(\theta; \mathcal{Y}_t)$  esteja tão perto quanto possível para o momento populacional de zero. O estimador GMM  $\hat{\theta}_T$  é o valor de  $\theta$  que minimiza a seguinte função objetivo:

$$\hat{\theta}^{GMM} = \underbrace{\arg \min_{\theta} Q(\theta; \mathcal{Y}_t)}_{\theta} = [g(\theta; \mathcal{Y}_t)]' W_T [g(\theta; \mathcal{Y}_t)] \quad (8)$$

Na equação (8), a função  $g(\theta; \mathcal{Y}_t) \equiv \sum_{t=1}^T h(\theta, w_t)/T$  é o vetor  $(r \times 1)$  de condições de ortogonalidade que representa a média amostral de  $h(\theta_0, w_t)$  e deve ser comparado a  $E[h(\theta_0, w_t)]$ ,  $g: \mathbb{R}^a \rightarrow \mathbb{R}^r$ . O termo  $\{W_T\}_{T=1}^{\infty}$  é uma sequência de matrizes ponderadas simétricas definidas positivas  $(r \times r)$  que podem ser uma função dos dados  $\mathcal{Y}_t$ . Pode-se assumir que os  $r$  instrumentos são pré-determinados, no sentido de que esses instrumentos são ortogonais ao termo de erro corrente.

A fim de operacionalizar o estimador GMM, o número de momentos ( $r$ ), deve ser maior do que o número de parâmetros ( $a$ ). Hansen (1982) desenvolveu um teste para identificar se um determinado momento adicional contribui para a estimação do vetor de parâmetros  $\theta$ . A hipótese nula do teste de Hansen-Sargan,  $H_0: h(\theta, w_t) = 0$ , baseia-se na pressuposição de que as condições de sobreidentificação (ou condições de momento) são válidas. Nesse sentido, a inclusão de mais de um momento não implica rejeição da hipótese nula, de modo que esse momento adicional é ortogonal aos resíduos da regressão.

### 4.3 Análise multivariada

A análise multivariada se baseia na estimação de um modelo VAR envolvendo todas as variáveis utilizadas neste estudo. O modelo VAR em forma reduzida de dimensão  $p$  pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (9)$$

Na equação (9),  $X_t$  é um vetor de variáveis estacionárias;  $p$  é o número de defasagens;  $A_0$  é um vetor de interceptos;  $A_i$  são matrizes de coeficientes; e  $\zeta_t$  é um vetor de resíduos não autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (9).

O conceito de causalidade no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis, assim, se  $y_t$  contém informação passada que ajuda na previsão de  $x_t$ , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então  $y_t$  Granger-causa  $x_t$  (Granger, 1969). A causalidade de Granger da variável  $x_t$  para a variável  $y_t$  é avaliada testando a hipótese nula de que

os coeficientes da variável  $x_t$  em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que  $y_t$  é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável  $x_t$  Granger-cause a variável  $y_t$ .

Além da causalidade de Granger, nessa etapa duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR) e a análise de ADV.

As FIR permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Desta forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos.

Em outras palavras, a FIR descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das FIR (Enders, 2010).

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, utiliza-se a FIRG. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Segundo Lutkepohl (1991), o método convencional para a análise da FIR aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado. Koop, Pesaran e Potter (1996), assim como Pesaran e Shin (1998), desenvolveram a FIRG como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (Ewing, 2003): i) a FIRG fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado; e ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a FIRG permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A ADV é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Mediante esse método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas  $k$  variáveis componentes do modelo. A ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (Enders, 2010). A ADV mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo – isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre

determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

## 5 DADOS E FATOS ESTILIZADOS

### 5.1 Descrição dos dados e tratamento das variáveis

Visando analisar ajustes fiscais exógenos, a maior parte da literatura se baseia em indicadores fiscais específicos, tais como o resultado orçamentário ciclicamente ajustado e o RFE. Neste estudo, foram utilizados na estimação econométrica os dados trimestrais acumulados das séries temporais das seguintes variáveis, compreendendo o período do primeiro trimestre de 2002 ao quarto trimestre de 2021: i) RFE, em proporção do PIB; ii) hiato do produto, em proporção do PIB potencial; e iii) DBGG, em proporção do PIB. Na Secretaria de Política Econômica (SPE), foram obtidas as séries históricas dos dados trimestrais acumulados das duas primeiras variáveis, as quais se encontram atualizadas com a publicação do boletim e da nota metodológica *Resultado fiscal estrutural 2021*.<sup>9</sup> Em particular, a metodologia empregada para a estimação do PIB potencial, e hiato do produto correspondente, envolve função de produção combinada com estimativas econométricas. Ademais, segue a metodologia adotada nos resultados fiscais estruturais de 2018 e 2019, motivada por Souza Júnior e Caetano (2013), tendo como base a função de produção Cobb-Douglas, com retornos constantes de escala. Os níveis de equilíbrio são obtidos com o filtro HP ou por suavização de médias móveis. Além disso, cada série utilizada na estimação do hiato do produto é dessazonalizada usando o método X-13 ARIMA SEATS.

Por sua vez, os dados trimestrais acumulados da série temporal da DBGG, em proporção do PIB, foram obtidos junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB: entre o primeiro trimestre de 2002 e o terceiro trimestre de 2006, foram utilizados os dados da série “4537 – DBGG em porcentagem do PIB (metodologia utilizada até 2007)”; e entre o quarto trimestre de 2006 e o quarto trimestre de 2021, foram utilizados os dados da “série 13762 – DBGG (metodologia utilizada a partir de 2008)”. Ambas as séries foram ajustadas sazonalmente segundo o método Seasonal and Trend Decomposition using Loess (STL): decomposição de tendência sazonal usando LOESS.

O resultado primário do setor público consolidado é um importante indicador da condução da política fiscal em um país, principalmente no Brasil no período pós-Plano Real. Mas é preciso lembrar que, qualquer que seja o país, ao longo do ciclo orçamentário, esse indicador fiscal é afetado pelo ciclo econômico e por

9. Mais informações sobre a elaboração dos dados de séries históricas de RFE, PIB potencial e hiato do produto podem ser obtidas na nota metodológica do *Resultado fiscal estrutural*, disponibilizada em: <https://www.gov.br/fazenda/pt-br/assuntos/politica-fiscal/atuacao-spe/resultado-fiscal-estrutural>. Acesso em: 10 fev. 2024.

eventos fiscais não recorrentes. Esses dois fatores podem afetar os resultados econométricos de funções de reações fiscais, não refletindo corretamente os esforços realizados em direção à consolidação fiscal e à sustentabilidade da dívida pública. Por sua vez, o componente estrutural do resultado primário permite conhecer melhor o desempenho da política fiscal.

Contudo, deve-se destacar também que a ausência de um tratamento similar na série de DBGG em proporção do PIB, no que se refere à exclusão dos efeitos dos ciclos econômicos e dos eventos fiscais não recorrentes, poderá resultar em uma assimetria de informações que deve ser considerada na análise dos resultados deste estudo.

## 5.2 Fatos estilizados

Em linhas gerais, um dos objetivos centrais da política fiscal brasileira no médio prazo é o controle da trajetória de crescimento da dívida pública em proporção do PIB. Desde 2018, o Brasil iniciou um processo de consolidação fiscal combinado com reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade,<sup>10</sup> tendo como um dos principais focos o equilíbrio fiscal, o aumento da produtividade e o crescimento econômico sustentável.

A SPE do Ministério da Economia (ME) publicou o boletim *Resultado fiscal estrutural 2021*, bem como nota metodológica atualizada.<sup>11</sup> Destacou-se que

as estimativas referentes a 2021 indicam um resultado fiscal estrutural do Setor Público Consolidado de 2,37% do PIB em 2021 (R\$ 206 bilhões, aproximadamente). Para se chegar a esse resultado, retira-se do resultado fiscal convencional abaixo da linha (isto é, o resultado primário do setor público consolidado), que atingiu superávit de 0,75% do PIB para 2021, o efeito dos eventos fiscais não recorrentes (que contribuíram em 1,16% do PIB para o resultado estrutural) e o efeito cíclico derivado do nível de atividade econômica e das flutuações do preço internacional do barril de petróleo (que contribuíram em 0,47% do PIB). Para fins de comparação, em 2020, o RFE calculado foi de -0,49% do PIB (Brasil, 2022b).

Pelo lado das receitas, esse resultado é explicado pelo aumento da arrecadação em todas as esferas de governo, mesmo após a correção pelo ciclo econômico e efeitos não recorrentes. No lado das despesas, o destaque para esse resultado positivo é a atuação conjunta do teto de gastos e da nova Previdência, ambos instituídos

10. As reformas estruturais e microeconômicas referem-se a políticas que alteram a forma como a economia está organizada. Essas reformas incluem: i) a abertura da economia ao comércio internacional; ii) o aumento da concorrência internacional; iii) o investimento estrangeiro direto; iv) a transferência de ativos estatais para o setor privado (por meio de privatizações); v) a desregulamentação do mercado de produtos e serviços; e vi) medidas destinadas a flexibilizar o mercado de trabalho. Em suma, são políticas que visam aumentar a participação e integração dos mercados na organização da economia.

11. Disponível em: <https://www.gov.br/fazenda/pt-br/assuntos/politica-fiscal/atualizacao-spe/resultado-fiscal-estrutural>. Acesso em: 3 jun. 2022.

pelas Emendas Constitucionais nºs 95/2016 e 103/2019, respectivamente, bem como vedação a reajustes salariais em 2020 e 2021, trazida pela Lei Complementar nº 173. Por exemplo, a nova Previdência, que trouxe uma série de modificações no sistema previdenciário brasileiro ao reduzir as insuficiências geradas pelo modelo de repartição e conter o ritmo de crescimento das despesas previdenciárias, possibilitou a geração de uma economia de recursos que pode ultrapassar R\$ 800 bilhões em dez anos.<sup>12</sup> Por sua vez, conforme informado no anexo de metas fiscais anuais da Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO) de 2023, o teto de gastos representa

um elemento essencial na atual estratégia de ajuste fiscal pois disciplina a expansão das despesas primárias e induz a canalização dos recursos públicos para os programas governamentais com maior retorno para a sociedade. A manutenção do teto de gastos segue como uma premissa fundamental de regime fiscal crível de médio e longo prazos, pois não apenas proporciona a ancoragem para a trajetória das despesas como também força o debate acerca da alocação orçamentária dos recursos (Brasil, 2022a).

Destaca-se também a digitalização dos serviços públicos, que contribuiu para uma redução significativa das despesas em mais de R\$ 4 bilhões anuais, tornando o Estado mais eficiente.<sup>13</sup> A nova Previdência e o teto de gastos definido pelo novo regime fiscal, aliados à austeridade na condução da política fiscal, geraram um ambiente de menor risco fiscal com queda dos juros de equilíbrio e expectativas de inflação ancoradas.

De fato, a literatura tem destacado que, por serem politicamente mais custosas, as consolidações fiscais baseadas em cortes de gastos fornecem um sinal mais forte ao setor privado de que o governo pretende melhorar sua situação fiscal (Ardagna, 2004). Da mesma forma, Alesina e Ruy (2013, p. 8) argumentam que “as evidências sugerem que os tipos de pacotes de ajuste fiscal com maior probabilidade de reduzir a dívida são aqueles que são fortemente ponderados para reduções de gastos e não aumentos de impostos”. Em resumo, ajustes fiscais baseados em cortes de gastos se tratam de medidas que contribuem para a consistência do processo de consolidação fiscal, bem como para o melhor planejamento fiscal de médio e longo prazo.

O impulso fiscal reporta a diferença entre o RFE em dois anos. “O esforço fiscal estrutural do setor público consolidado correspondeu a um impulso fiscal estrutural de -2,87% do PIB em 2021, decomposto da seguinte forma: -1,92% do PIB (governo central), -0,96% do PIB (estados, Distrito Federal e municípios) e 0,01% do PIB (empresas estatais)” (Brasil, 2022b).

12. Disponível em: <https://www.gov.br/economia/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/caminho-da-prosperidade/equilibrio-das-contas-publicas>. Acesso em: 14 jun. 2022.

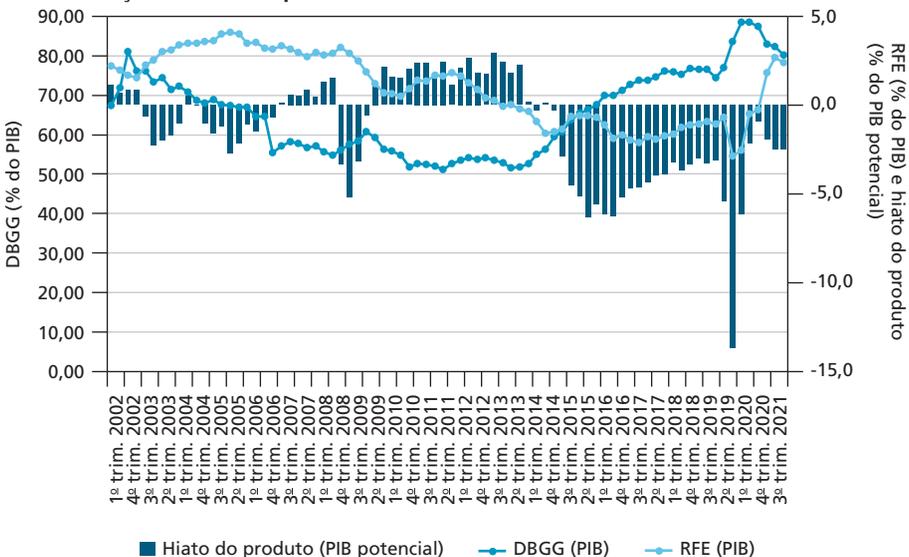
13. Disponível em: <https://www.gov.br/economia/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/caminho-da-prosperidade/eficiencia-dos-servicos-publicos>. Acesso em: 16 jun. 2022.

A definição de consolidação fiscal mais utilizada na literatura, baseada em Alesina e Perotti (1997), bem como em Alesina e Ardagna (2010), é a melhoria do RFE primário em 1,5 ponto percentual (p.p.) do PIB em um único ano (*cold shower* ou *front-loaded*), ou uma melhoria de, pelo menos, 1,5 p.p. do PIB em três anos, sem deterioração anual superior a 0,5 p.p. (consolidação gradual ou *back-loaded*). Essa definição tem sido aceita e utilizada por diferentes instituições, como a Comissão Europeia (Barrios, Langedijk e Pench, 2010) e o FMI (Escolano *et al.*, 2014).

Essa variação negativa no RFE representa uma melhoria nas condições de solvência do setor público consolidado, refletindo-se no comportamento de outras variáveis econômicas, como a redução da DBGG em proporção do PIB, conforme gráfico 2. Além disso, esse resultado contribui para a ancoragem das expectativas dos agentes econômicos sobre a condução da política fiscal.

GRÁFICO 2

Evolução do hiato do produto, DBGG e RFE



Fontes: BCB e SPE.

Elaboração dos autores.

## 6 ANÁLISE DOS RESULTADOS

As condições de estacionariedade das séries temporais de todas as variáveis sob investigação foram testadas usando quatro testes de raízes unitárias. Os dois testes de raízes unitárias utilizados que não consideram a presença de quebra estrutural endógena na série temporal foram: teste de Dickey-Fuller modificado (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996) e teste de Phillips-Perron modificado (Ng e Perron, 2001). Os dois

testes de raízes unitárias utilizados e que consideram a presença de quebra estrutural endógena foram: Vogelsang e Perron (1998), bem como Saikkonen e Lütkepohl (2002). Estratégia empírica similar foi usada por Ndoricimpa (2021), que, ao utilizar a metodologia de Quintos (1995) para analisar a política fiscal da Suécia no período de 1800 a 2011, obteve resultados dos testes de raízes unitárias (sem e com quebras estruturais) que indicaram a política fiscal como sustentável.

Os resultados desses quatro testes encontram-se reportados na tabela 1 e confirmam, conjuntamente, que as séries de RFE em proporção do PIB  $(RFE/PIB)_t^{sa}$  e do hiato do produto em proporção do PIB potencial  $(Hiato/PIB\ Potencial)_t^{sa}$  são estacionárias em nível, isto é, trata-se de variáveis I (0). Por sua vez, a série de DBGG em proporção do PIB  $(DBGG/PIB)_t^{sa}$  se mostrou estacionária em nível considerando significância estatística de 10%, ao passo que, em primeiras diferenças, essa série apresenta estacionariedade a 1% de significância estatística. Em particular, o resultado relacionado à estacionariedade série de  $(DBGG/PIB)_t^{sa}$  em primeiras diferenças evidencia os argumentos acerca da sustentabilidade “forte” da dívida pública (Quintos, 1995).

Os testes de raízes unitárias identificaram importantes datas de mudanças estruturais na economia brasileira. Por exemplo, a data da quebra estrutural em 2015 tem relação com a crise fiscal caracterizada pela deterioração do resultado primário e pelo crescimento da relação DBGG em proporção do PIB, cujos reflexos no aumento da incerteza macroeconômica estiveram na raiz da recessão econômica do período 2014-2016. Por sua vez, a data da quebra estrutural em 2020 tem relação direta com a crise sanitária provocada pela pandemia de covid-19. Com base nos resultados dos testes de raízes unitárias com quebras estruturais, serão construídas as seguintes variáveis *dummies*: i)  $D_{2006} = 1$  no quarto trimestre de 2006, e zero no restante do período; ii)  $D_{2014-2016} = 1$  no segundo trimestre de 2014 até o quarto trimestre de 2016, e zero nos demais períodos; e iii)  $D_{2020} = 1$  no segundo e terceiro trimestres de 2020, e zero nos demais períodos.

A segunda forma de se analisar a sustentabilidade fiscal é por meio da estimação de uma função de reação fiscal. A tabela 2 apresenta os resultados relacionados à estimação econométrica da função de reação fiscal usando o estimador GMM. O GMM tem sido constantemente aplicado em estudos para fins de robustez das estimativas, pois é considerado útil para superar problemas potenciais de heterocedasticidade, autocorrelação e endogeneidade (Hansen, 1982). Por sua vez, o conjunto das variáveis instrumentais baseia-se na defasagem  $i$ -período da série temporal, o que satisfaz assim a hipótese de exogeneidade dos instrumentos.

Todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos ao nível de 1%. Os elevados valores de  $R^2$  e  $R^2$  ajustado apontam que o modelo econométrico estimado se encontra bem ajustado aos dados. Por sua vez, o teste de Hansen-Sargan (Hansen, 1982; Hamilton, 1994, p. 409-415) não rejeita a hipótese nula de que

as condições de sobreidentificação (isto é, as condições de momentos) são válidas aos níveis de significância de 1% e de 5%. Além disso, os resultados reportados para R2 ajustado e estatística Durbin-Watson, combinados com os resultados dos testes de raízes unitárias reportados na tabela 1, invalidam quaisquer argumentos na direção de que os resultados da tabela 2 se referem a uma regressão espúria. Os resultados reportados evidenciam a existência de uma relação positiva entre RFE e DBGG, em proporção do PIB, isto é, em que o governo reage ao aumento da dívida pública por meio do aumento do RFE. Portanto, constata-se que níveis de dívida elevados induzem reações fiscais estruturais mais estabilizadoras.

Esses resultados obtidos confirmam resultados anteriores obtidos em estudos similares (Debrun e Kumar, 2009, p. 75-76). Primeiro, o componente fiscal tende a exibir persistência alta, com um termo defasado estimado de 0,95, aproximadamente. Em segundo lugar, a resposta do RFE à DBGG, em proporção do PIB, é estatisticamente significativa a 1%, robusta e positiva, sendo, portanto, consistente com a condição de solvência de longo prazo da dívida pública. Em outras palavras, o Brasil tem gerado RFE, em proporção do PIB, compatível com a estabilização da relação dívida/PIB. Entre outras finalidades, esse resultado não apenas sinaliza a manutenção do equilíbrio fiscal, como também contribui para a ancoragem das expectativas dos agentes econômicos sobre a condução da política fiscal e a estabilização da relação dívida/PIB. Em terceiro lugar, a variável *dummy* de interação destaca que o período da crise sanitária afetou a relação de causalidade funcional entre a dívida pública do governo geral e o RFE. Em outras palavras, nesse período específico da crise sanitária, aumentos da DBGG resultaram em redução do RFE. De fato, dados da SPE indicam que, para o ano de 2020, o RFE, em proporção do PIB, registrado foi de, aproximadamente, -0,49%, e o impulso fiscal estrutural para esse período foi de -0,58%.

TABELA 1  
Resultado dos testes de raízes unitárias

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena <sup>1</sup>					
		ADF <sup>GLS</sup>	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de modelo	Data da quebra	Estatística de teste	Tipo de modelo	Data da quebra	Estatística de teste
$(DBGG/PIB)_t^{sa}$	C	-0,98	-0,92	1	Innovational outlier	2014:04	-2,80 (4 lags)	Rational Shift	2006:04	-0,90 (1 lag)
$(DBGG/PIB)_t^{sa}$	C,T	-1,30	-1,13	1	Innovational outlier	2010:02	-4,27 (4 lags)	Shift Dummy	2006:04	-3,01 <sup>(a)</sup> (1 lag)
$(DBGG/PIB)_t^{sa}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2011:04	-4,42 <sup>(a)</sup> (1 lag)	-	-	-
$\Delta(DBGG/PIB)_t^{sa}$	C	-0,83	-0,05	8	Innovational outlier	2020:03	-7,59 <sup>(a)</sup> (0 lag)	Rational Shift	2021:01	-6,05 <sup>(a)</sup> (0 lag)
$\Delta(DBGG/PIB)_t^{sa}$	C,T	-1,56	-0,84	8	Innovational outlier	2003:02	-7,83 <sup>(a)</sup> (0 lag)	Rational Shift	2021:01	-4,36 <sup>(a)</sup> (0 lag)
$\Delta(DBGG/PIB)_t^{sa}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2003:02	-7,81 <sup>(a)</sup> (0 lag)	-	-	-

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena <sup>1</sup>					
		ADF <sup>GLS</sup>	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de modelo	Data da quebra	Estatística de teste	Tipo de modelo	Data da quebra	Estatística de teste
$(RFE/PIB)_t^{sa}$	C	-1,01	-1,05	4	Innovational outlier	2020:03	-4,19 (4 lags)	Rational Shift	2020:02	-1,27 (2 lags)
$(RFE/PIB)_t^{sa}$	C,T	-1,34	-1,22	4	Innovational outlier	2020:03	-4,96 <sup>(a)</sup> (3 lags)	Rational Shift	2020:02	-1,69 (2 lags)
$(RFE/PIB)_t^{sa}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2020:03	-3,87 (5 lags)	-	-	-
$(Hiato/PIB Potencial)_t^{sa}$	C	-1,69 <sup>(a)</sup>	-1,76 <sup>(a)</sup>	3	Innovational outlier	2015:01	-5,92 <sup>(a)</sup> (1 lag)	Impulse Dummy	2020:02	-2,70 <sup>(a)</sup> (1 lag)
$(Hiato/PIB Potencial)_t^{sa}$	C,T	-3,10 <sup>(b)</sup>	-2,78 <sup>(b)</sup>	-	Innovational outlier	2015:01	-5,75 <sup>(a)</sup> (1 lag)	Impulse Dummy	2020:02	-3,01 <sup>(a)</sup> (1 lag)
$(Hiato/PIB Potencial)_t^{sa}$	T	-	-	-	Innovational outlier	2015:01	-4,07 (1 lag)	-	-	-

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Data da quebra é desconhecida.

Obs.: 1. Lags significa defasagens. Tipos de modelo: "C" significa constante; "T" significa tendência determinística.

2. Contagem inicial máxima de onze defasagens.

3. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações anuais incluídas: oitenta (amostra: 2002:01 a 2021:04).

4. Os valores críticos do teste ADF<sup>GLS</sup> são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): i) modelo com constante: -2,60 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%); e ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,67 (1%), -3,11 (5%) e -2,81 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do MAIC.

5. Os valores críticos assintóticos do teste  $\overline{MZ}_t^{GLS}$  são (Ng e Perron, 2001, tabela 1): i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98 (5%) e -1,62 (10%); e ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%); método de estimação espectral: AR GLS-detrended. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do MAIC.

6. Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: i) modelo com constante/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,18 (5%), e -4,89 (10%); e iii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de tendência: -5,07 (1%), -4,52 (5%), e -4,26 (10%). Tipo de quebra: *innovational outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: AIC.

7. Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne, Saikkonen e Lütkepohl, 2002): i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); e ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: *rational shift*, *shift dummy* e *impulse dummy*.

TABELA 2  
Resultados econométricos da função de reação fiscal

Variável dependente: $(RFE/PIB)_t^{sa}$				
Metodologia GMM				
Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Valor-p
Constante	-2,108489 <sup>(a)</sup>	0,641065	-3,289039	0,0017
$(RFE/PIB)_{t-1}^{sa}$	0,947205 <sup>(a)</sup>	0,036636	25,85479	0,0000
$(DBGG/PIB)_{t-1}^{sa}$	0,035849 <sup>(a)</sup>	0,010634	3,371314	0,0013
$(Hiato/PIB Potencial)_t^{sa}$	0,101288 <sup>(a)</sup>	0,052919	1,914042	0,0602
$D2020 * (DBGG/PIB)_{t-1}^{sa}$	-0,008729 <sup>(a)</sup>	0,005143	-1,697154	0,0947
R2	0,946712	Média da variável dependente		0,647970
R2 Ajustado	0,947205	Desvio-padrão da variável dependente		1,959847

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente: $(RFE/PIB)_t^{sa}$				
Metodologia GMM				
Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Valor-p
Erro-padrão da regressão	0,466781	Soma dos quadrados dos resíduos		13,50886
Estatística Durbin-Watson	1,755547	Estatística-J		0,054847
Rank dos instrumentos	7	Probabilidade (estatística-J)		0,972949
Hansen-Sargan	3,674734			
Probabilidade (Hansen-Sargan)	0,055243			

Elaboração da SPE.

Obs.: 1. Observações incluídas: 67, após ajustamentos.

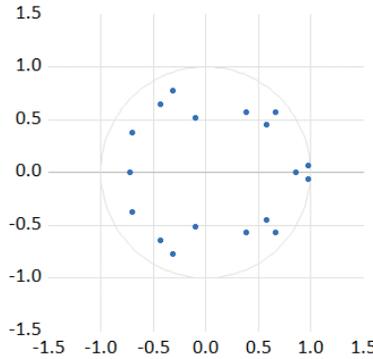
- Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
- Estimação de matriz de ponderação: White. Atualização ponderada: iteração para convergência. Erros-padrão e covariância calculados usando matriz de covariância: HAC (Newey-West).
- Instrumentos utilizados (sete): constante,  $(RFE/PIB)_{t-2}^{sa}$ ,  $(RFE/PIB)_{t-3}^{sa}$ ,  $(DBGG/PIB)_{t-2}^{sa}$ ,  $(Hiato/PIB Potencial)_{t-2}^{sa}$ ,  $(Hiato/PIB Potencial)_{t-3}^{sa}$ ,  $D2020 * (DBGG/PIB)_{t-1}^{sa}$ .

É importante que os resultados anteriores sejam analisados conjuntamente com a modelagem multivariada a partir da estimação de um modelo VAR. Nesse sentido, a estabilidade dinâmica de um processo autorregressivo pode ser verificada a partir da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR (Lütkepohl, 1991), de acordo com o seguinte entendimento: i) se todas as raízes inversas do polinômio característico se encontrarem dentro do círculo unitário, o sistema será estável, uma vez que todas as raízes devem ter módulo menor do que 1; ii) se alguma das raízes inversas do polinômio característico estiver fora do círculo unitário, isto é, apresenta módulo maior do que 1, então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva; e iii) se, ao menos, uma das raízes inversas encontrar-se sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório (Biage, Correa e Neder, 2008). O gráfico 3 reporta os resultados do teste de estabilidade do modelo VAR, confirmando que esse modelo estimado satisfaz às condições de estabilidade, dado que as raízes invertidas do modelo estimado estão dentro do círculo unitário, de modo que esse modelo estimado é dinamicamente estável.

A tabela 3 reporta os resultados do teste de causalidade de Granger/bloco exogeneidade a partir da estimação de um modelo VAR. Observa-se a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre RFE e DBGG, ambos em proporção do PIB, ao nível de significância de 1%. Esses resultados indicam que o RFE se destaca como um determinante da trajetória da dívida pública, ao passo que o endividamento público também influencia o comportamento desse indicador fiscal estrutural.

**GRÁFICO 3**  
**Teste de estabilidade do VAR**

Raízes Inversas do Polinômico Característico AR



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. No modelo VAR estimado, foram selecionadas seis defasagens ótimas pelos critérios LR (estatística teste LR modificada sequencial), FPE (erro de previsão final) e AIC.

2. Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

**TABELA 3**  
**Resultados da causalidade de granger multivariada**

Regressores	Variável dependente			Direção da causalidade
	$\left(\frac{RFE}{PIB}\right)_t^{sa}$	$\left(\frac{DBGG}{PIB}\right)_t^{sa}$	$\left(\frac{Hiato}{PIB\ Potencial}\right)_t^{sa}$	
$\left(\frac{RFE}{PIB}\right)_t^{sa}$	-	17,10716 <sup>(a)</sup> (0,0089)	11,49558 (0,0742)	$(RFE/PIB)_t^{sa} \rightarrow (DBGG/PIB)_t^{sa}$
$\left(\frac{DBGG}{PIB}\right)_t^{sa}$	27,90969 <sup>(a)</sup> (0,0001)	-	3,519142 <sup>(c)</sup> (0,7414)	$(DBGG/PIB)_t^{sa} \rightarrow (RFE/PIB)_t^{sa}$ $(DBGG/PIB)_t^{sa} \rightarrow (Hiato/PIB\ Potencial)_t^{sa}$
$\left(\frac{Hiato}{PIB\ Potencial}\right)_t^{sa}$	16,72365 <sup>(a)</sup> (0,0104)	37,55538 <sup>(a)</sup> (0,0000)	-	$(Hiato/PIB\ Potencial)_t^{sa} \rightarrow (RFE/PIB)_t^{sa}$ $(Hiato/PIB\ Potencial)_t^{sa} \rightarrow (DBGG/PIB)_t^{sa}$
Todos	40,47317 <sup>(a)</sup> (0,0001)	58,37567 <sup>(a)</sup> (0,0000)	15,07434 (0,2374)	-

Elaboração dos autores

Obs.: 1. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações anuais incluídas: 74 (amostra: 2002:01 a 2021:04).

2. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas  $\chi^2$  da causalidade de Granger.

3. VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests.

3. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

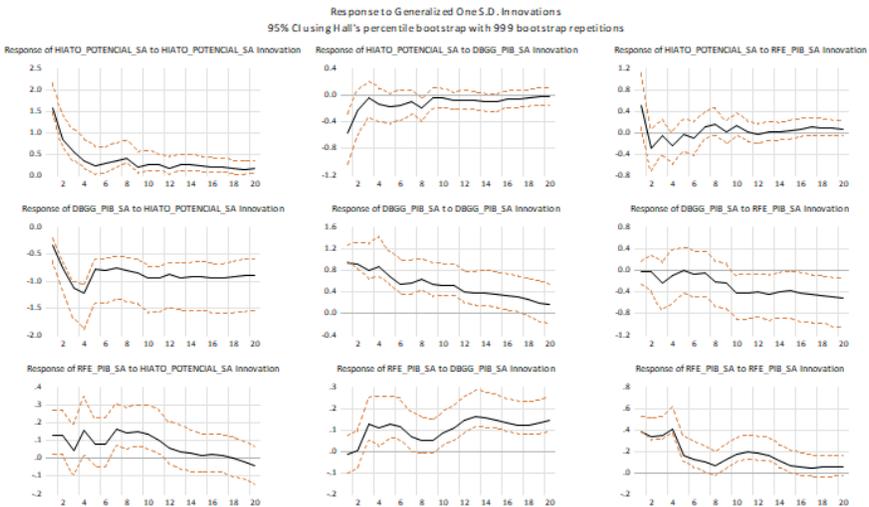
4. Inclusão de variáveis *dummies* para os períodos identificados nos testes de raízes unitárias com quebra de estrutura endógena: 2006, 2014 a 2016, e 2020.

Há uma relação de bi-causalidade de Granger entre o hiato do produto, em proporção do PIB potencial; e a DBGG, em proporção do PIB, aos níveis de significância estatística de 1% e 10%. Se, por um lado, a dívida pública reage a flutuações do hiato do produto, por outro lado, oscilações no ciclo econômico são fatores determinantes para o nível de endividamento no Brasil.

Verifica-se a existência de uma relação de causalidade de Granger unidirecional do hiato do produto, em proporção do PIB potencial, para o RFE, em proporção do PIB, ao nível de significância estatística de 1%. O ciclo econômico afeta o indicador fiscal estrutural por meio das receitas estruturais.

Em um contexto de modelagem VAR, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso (isto é, inovações) em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em um exercício de estática comparativa. Na análise da FIR, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta). O estudo da propagação de choque fiscal requer o uso das FIR, descrevendo a resposta dinâmica de uma variável a um choque idiossincrático. Seguindo o estudo de Sims (1980), a análise de modelo VAR continua sendo a abordagem empírica mais popular para a estimativa da resposta ao impulso, e tem sido utilizada em análises dos efeitos macroeconômicos das mudanças na política fiscal (Blanchard e Perotti, 2002; Caldara e Kamps, 2012). Os resultados das FIRG estão reportados no gráfico 4. Um choque de um desvio-padrão na dívida pública gera uma resposta positiva e estatisticamente significativa no RFE ao longo de 24 trimestres. Por sua vez, um choque de um desvio-padrão no RFE acarreta uma resposta negativa da dívida pública a partir do décimo trimestre.

GRÁFICO 4  
FIRG



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Utilizou-se o *software* econométrico Eviews.

2. RFE\_PIB\_SA significa resultado fiscal estrutural em proporção do PIB; DBGG\_PIB\_SA significa dívida bruta do governo geral em proporção do PIB; HIATO\_POTENCIAL\_SA significa hiato do produto em proporção do PIB potencial. Todas as variáveis ajustadas sazonalmente.

3. Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Outra ferramenta que pode ser utilizada para interpretar os resultados obtidos do modelo VAR é a ADV, a qual fornece informação sobre o percentual de variação de uma dada variável, que pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e por outras variáveis. Essa ferramenta é utilizada para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para uma determinada variável, fornecendo a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra os choques de outras variáveis. A tabela 4 reporta os resultados para a análise de ADV em relação às duas variáveis em análise.

TABELA 4  
Resultados da ADV

Decomposição da variância do $(Hiato/PIB\ potencial)_t^{\$a}$				
Período	S.E. <sup>1</sup>	$(Hiato/PIB\ potencial)$	$(DBGG/PIB)_t^{\$a}$	$(RFE/PIB)_t^{\$a}$
1	1,573753	100,0000	0,000000	0,000000
2	1,891518	89,41756	0,166807	10,41564
3	1,988529	87,99599	0,754419	11,24959
4	2,052364	85,34587	0,709799	13,94433
5	2,071046	85,08072	0,921455	13,99783
6	2,099262	84,50707	0,951974	14,54095
7	2,129000	84,90988	0,951899	14,13822
8	2,166476	85,35716	0,960619	13,68222
9	2,176904	85,39967	0,970281	13,63005
10	2,191067	85,47916	1,010537	13,51030
Decomposição da variância da $(DBGG/PIB)_t^{\$a}$				
Período	S.E.	$(Hiato/PIB\ potencial)$	$(DBGG/PIB)_t^{\$a}$	$(RFE/PIB)_t^{\$a}$
1	0,946876	13,40663	86,59337	0,000000
2	1,401613	35,42503	63,16648	1,408489
3	1,852222	57,93728	41,00184	1,060875
4	2,285274	66,74202	31,01246	2,245520
5	2,466097	67,49584	29,63073	2,873425
6	2,614578	69,61283	27,39109	2,996080
7	2,745520	70,73964	26,15610	3,104264
8	2,881724	71,88123	25,29337	2,825394
9	3,011174	73,58330	23,82574	2,590967
10	3,164797	75,55513	21,92337	2,521503
Decomposição da variância do $(RFE/PIB)_t^{\$a}$				
Período	S.E.	$(Hiato/PIB\ potencial)$	$(DBGG/PIB)_t^{\$a}$	$(RFE/PIB)_t^{\$a}$
1	0,387486	10,54292	0,766510	88,69057
2	0,509932	12,23249	1,580281	86,18723
3	0,630943	8,484354	6,906498	84,60915
4	0,764544	9,923720	10,16979	79,90649
5	0,798206	10,15239	13,91299	75,93462
6	0,822204	10,54013	16,71824	72,74163
7	0,850332	13,56477	18,29533	68,13990
8	0,868477	15,60497	19,06926	65,32577
9	0,890322	17,58777	19,74063	62,67160
10	0,920373	18,67268	20,94803	60,37929

Um desvio-padrão Cholesky (graus de liberdade)

Ordenamento de Cholesky:  $(Hiato/PIB\ potencial)_t^{\$a}$   $(DBGG/PIB)_t^{\$a}$   $(RFE/PIB)_t^{\$a}$

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> S.E. = erro padrão.

A primeira parte da tabela 4 mostra que, decorridos dez trimestres após um choque não antecipado no hiato do produto em proporção do PIB potencial, aproximadamente 85,48% de seu comportamento decorre da própria série histórica, ao passo que o RFE e a dívida pública explicam 13,51% e 1,01%, respectivamente. Na segunda parte da tabela 4, observa-se que, decorridos dez trimestres após um choque não antecipado da dívida pública, em proporção do PIB, 75,55% do comportamento dessa série decorrem do hiato do produto, em proporção do PIB potencial, ao passo que 21,92% decorrem de seu próprio comportamento.

Por fim, a terceira parte da tabela 4 mostra que, decorridos dez trimestres após um choque não antecipado no RFE, em proporção do PIB, aproximadamente 60,38% de seu comportamento decorrem da própria série histórica, ao passo que a dívida pública, em proporção do PIB; e o hiato do produto, em proporção do PIB potencial, explicam 20,95% e 18,67%, respectivamente. Em resumo, a análise multivariada aponta a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre as principais variáveis, e que os choques fiscais indicam sustentabilidade fiscal, conforme resultados das FIRG e da ADV.

## 7 CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS

A pandemia de covid-19 em todo o mundo, ao fim de 2019 e ao longo de 2020, interrompeu drasticamente a atividade econômica e, na maioria dos países, desencadeou a maior contração econômica desde a Segunda Guerra Mundial. A política fiscal voltou a receber atenção especial, dado o uso de robustos pacotes de estímulo fiscal para amortecer o impacto adverso da crise sanitária, o que levantou preocupações sobre a sustentabilidade fiscal de longo prazo. Tratou-se da maior resposta da política fiscal em décadas, o que limitou o declínio da atividade econômica. A recuperação subsequente também foi mais forte do que o esperado, em grande parte devido ao apoio dessas políticas sem precedentes. Se, de um lado, muitos países adotaram pacotes de estímulo fiscal para sobreviverem aos impactos adversos da crise sanitária, por outro lado, o financiamento dos déficits orçamentários gerados ocorreu por meio de emissão de dívida pública devido à queda das receitas governamentais. Os elevados níveis de déficits fiscais e de endividamento público impuseram a necessidade da adoção de uma consolidação fiscal significativa e estratégias críveis de redução de dívida pública.

Embora os cortes de gastos tenham sido vistos como preferíveis aos aumentos de impostos em relação aos seus efeitos sobre o crescimento de longo prazo (Alesina, Favero e Giavazzi, 2015; Guajardo, Leigh e Pescatori, 2014), no caso brasileiro, é importante analisar os efeitos do processo de consolidação fiscal sobre a sustentabilidade da dívida pública por meio do RFE.

As abordagens metodológicas utilizadas evidenciaram os seguintes resultados. Primeiro, a dívida pública apresenta sustentabilidade forte (Quintos, 1995), conforme os resultados robustos dos testes de raízes unitárias. Além disso, a estimação pelo GMM indica que níveis de dívida elevados induzem reações fiscais estruturais mais estabilizadoras. A análise multivariada aponta a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre RFE e DBGG, e os choques fiscais indicam sustentabilidade fiscal. Portanto, a consolidação fiscal baseada em cortes de despesas é crível para redução da dívida pública e ancoragem de expectativas dos agentes econômicos.

A análise desses resultados oferece importantes recomendações de política. Primeiro, o ajuste fiscal deve ser acompanhado pela continuidade da agenda de reformas estruturais e microeconômicas para aumento da produtividade e estímulo ao crescimento econômico sustentável, incluindo esforços para melhorar o ambiente de negócios, bem como melhorar a qualidade das instituições e da governança. Segundo, é importante que haja um redesenho do arcabouço fiscal brasileiro para todos os entes da Federação, incluindo aprimoramentos no atual sistema de regras fiscais, bem como novos instrumentos para o planejamento fiscal, por exemplo, o marco de despesa de médio prazo e seus três estágios: marco fiscal de médio prazo, marco orçamentário de médio prazo, e marco de desempenho de médio prazo.

Uma compreensão aprofundada da sustentabilidade fiscal de longo prazo garante mais pesquisas futuras sobre a estimativa das causas e da natureza da pró-ciclicidade da política fiscal no Brasil, com atenção especial à influência da economia política positiva nessa sustentabilidade. Além disso, explorar a interação entre as políticas fiscal e monetária sobre a sustentabilidade fiscal será vital para avaliar a estabilidade macroeconômica pós-pandemia. No enfrentamento à pandemia, os governos priorizaram o apoio fiscal direto para a manutenção da renda privada e do nível de emprego, limitando as dificuldades econômicas e estabelecendo uma base sólida para a recuperação.

O tamanho e a composição da resposta fiscal variaram entre os países, refletindo diferenças nos estabilizadores automáticos, espaço fiscal pré-pandêmico, gravidade das infecções e preferências políticas. É provável que a política fiscal continue a apoiar os países ainda após o enfraquecimento da pandemia e, em muitos países, espera-se a concentração cada vez maior no aumento do investimento. Se os governos estiverem ancorando as decisões de gastos em um arcabouço fiscal sólido de médio prazo e as taxas de juros permanecerem abaixo da taxa de crescimento econômico, o apoio fiscal contínuo não precisa representar problemas para a sustentabilidade da dívida pública.

Por fim, entre as principais limitações deste estudo, deve-se ressaltar que a análise para o período todo aponta que, no agregado, a sustentabilidade da dívida

pública é válida, mas isso não implica sua validade em subamostras, o que sugere a relevância de futuras pesquisas, visando investigar a robustez dos resultados em períodos específicos. Este estudo representa um esforço em contribuir para a análise da sustentabilidade da dívida pública brasileira em tempos de pós-pandemia, bem como fornecer subsídios para o regime fiscal brasileiro.

## REFERÊNCIAS

- AGNELLO, L.; CASTRO, V.; SOUSA, R. M. What determines the duration of a fiscal consolidation program? **Journal of International Money and Finance**, v. 37, p. 113-114, 2013.
- AFONSO, A.; JALLES, J. T. **Economic performance and government size**. European Central Bank, 2011. (Working Paper, n. 1399).
- AHREND, R.; CATTE, P.; PRICE, R. **Interactions between monetary and fiscal policy: how monetary conditions affect fiscal consolidation**. Paris: OECD Publishing, 2006. (OECD Economics Department Working Paper, n. 521).
- ALBEROLA, E. *et al.* **The fiscal response to the covid-19 in advanced and emerging market economies**. Bank for International Settlements, jun. 2020. (BIS Bulletin, n. 23). Disponível em: <https://www.bis.org/publ/bisbull23.pdf>. Acesso em: 20 set. 2020.
- ALESINA, A.; ARDAGNA, S. Large changes in fiscal policy: taxes versus spending. **Tax policy and the economy**, v. 24, n. 1, p. 35-68, 2010.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. **Economic Policy**, v. 10, n. 21, p. 205-248, 1995.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects. **IMF Staff Papers**, v. 44, n. 2, p. 210-248, 1997.
- ALESINA, A.; PEROTTI, R. Economic risk and political risk in fiscal unions. **Economic Journal**, v. 108, n. 449, p. 989-1008, 1998.
- ALESINA, A.; RUGY, V. de. **Austerity: the relative effects of tax increases versus spending cuts**. Arlington: Mercatus Center/George Mason University, 2013.
- ALESINA, A.; CAMPANTE, F.; TABELLINI, G. Why is fiscal policy often procyclical? **Journal of European Economic Association**, v. 6, p. 1006-1036, 2008.
- ALESINA, A.; FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. The output effect of fiscal consolidation plans. **Journal of International Economics**, v. 96, n. S1, S19-S42, 2015.
- ARDAGNA, S. Fiscal stabilizations: when do they work and why. **European Economic Review**, v. 48, n. 5, p. 1047-1074, 2004.

BALASUNDHARAM, V. *et al.* **Fiscal consolidation**: taking stock of success factors, impact, and design. IMF, 2023. (IMF Working Papers, n. 23/63).

BARRIOS, S.; LANGEDIJK, S.; PENCH, L. **EU fiscal consolidation after the financial crisis: lessons from past experiences**. European Commission, 2010. (Economic Paper, n. 418).

BARRIOS, S.; LANGEDIJK, S.; PENCH, L. EU fiscal consolidation after the financial crisis – lessons from past experiences. *In*: BANCA D'ITALIA PUBLIC FINANCE WORKSHOP “FISCAL POLICY: LESSONS FROM THE CRISIS”, 12., Perúgia, Itália. **Anais...**, Roma: Banca d'Italia, 2011.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamics effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, p. 1329-1368, 2002.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco país, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. **Revista Economia**, v. 9, n. 1, p. 63-113, jan.-abr., 2008.

BOHN, H. The behavior of US public debt and deficits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.

BOHN, H. **The sustainability of fiscal policy in the United States**. CESifo, 2005. (Working Paper Series, n. 1446).

BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? **Journal of Monetary Economics**, v. 54, p. 1837-1847, 2007.

BUTI, M.; SAPIR, A. **Economic policy in EMU**. Oxford: Oxford University Press, 1998.

BRASIL. Lei nº 14.436, de 9 de agosto de 2022. Anexo IV de metas fiscais. **Diário Oficial da União**, Brasília, 10 ago. 2022a. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_Ato2019-2022/2022/Lei/anexo/LEI14436-Anexo%20IV-1.pdf](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2019-2022/2022/Lei/anexo/LEI14436-Anexo%20IV-1.pdf).

BRASIL. Ministério da Economia. Secretaria de Política Econômica. **Boletim Resultado Fiscal Estrutural 2021**. Brasília: ME, 2022b.

CALDARA, D.; KAMPS, C. **The analytics of SVARs**: a unified framework to measure fiscal multipliers. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2012. (Finance and Economics Discussions Series, n. 2012-20).

CAMPOS, E. L.; CYSNE, R. P. A time-varying fiscal reaction function for Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 49, n.1, p. 5-38, 2019.

CAVALCANTI, M. A. H.; SILVA, N. L. C. Dívida pública, política fiscal e nível de atividade: uma abordagem VAR para o Brasil no período 1995-2008. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, 2010.

DEBRUN, X.; KUMAR, M. The discipline-enhancing role of fiscal institutions: theory and empirical evidence. *In: AYUSO-I-CASALS, J. et al. Policy Instruments for Sound Fiscal Policies: Fiscal Rules and Institutions*. Nova York: Palgrave MacMillan, 2009.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, 1981.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. Nova York: Wiley, 2010.

ESCOLANO, M. J. *et al.* **How much is a lot?** Historical evidence on the size of fiscal adjustments. International Monetary Fund, 2014. (IMF Working Paper, n. 179).

EWING, B. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, p. 261-272, 2003.

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Fiscal monitor database of country fiscal measures in response to the covid-19 pandemic**. IMF Fiscal Affairs Department, out. 2021. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Fiscal-Policies-Database-in-Response-to-COVID-19>. Acesso em: 29 maio 2023.

GADELHA, S. R. B. Política fiscal anticíclica, crise financeira internacional e crescimento econômico no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 5, p. 794-812, edição especial, 2011.

GIAVAZZI, F.; JAPPELLI, T.; PAGANO, M. Searching for non-linear effects of fiscal policy: evidence for industrial and developing countries. **European Economic Review**, v. 44, p. 1269-1289, 2000.

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Non-keynesian effects of fiscal policy changes: international evidence and the Swedish experience. **Swedish Economic Policy Review**, v. 3, p. 67-103, 1996.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GUAJARDO, J.; LEIGH, D.; PESCATORI, A. Expansionary austerity? International evidence. **Journal of European Economic Association**, v. 12, n. 4, p. 949-968, 2014.

GUICHARD, S. *et al.* **What promotes fiscal consolidation: OECD country experiences.** OECD, 2007. (OECD Economics Department Working Paper, n. 553).

HAGEN, J. von; HALLETT, A. H.; STRAUCH, R. Budgetary consolidation in Europe: quality, economic conditions and persistence. **Journal of Japanese and International Economies**, v. 16, n. 4, p. 512-535, 2002.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis.** Nova Jersey: Princeton University Press, 1994.

HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **American Economic Review**, v. 76, n. 4, p. 808-819, 1986.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized methods of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, p. 1029-1054, 1982.

HEYLEN, F.; HOEBEECK, A.; BUYSE, T. Government efficiency, institutions, and the effects of fiscal consolidation on public debt. **European Journal of Political Economy**, v. 31, p. 40-59, 2013.

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. Public debt sustainability and endogenous seigniorage in Brazil: time series evidence from 1947-1992. **Journal of Development Economics**, v. 62, p. 131-147, 2000.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

LANNE, M.; SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, v. 23, n. 6, p. 667-685, 2002.

LANNE, M.; SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

LUTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis.** Berlin: Springer, 1991.

MCDERMOTT, C. J.; WESCOTT, R. F. An empirical analysis of fiscal adjustments. **IMF Staff Papers**, v. 43, n. 4, p. 725-753, 1996.

MELLO, L. **Estimating a fiscal reaction function: the case of debt sustainability in Brasil.** OECD, 2005. (OECD Economics Department Working Paper, n. 423).

- MOREIRA, R. R.; MONTE, E. Z. Public debt path and long-memory in fiscal data: an analysis for a developing country. **International Journal of Economics and Finance**, v. 15, n. 1, 2023.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.
- NDORICIMPA, A. The sustainability of Swedish fiscal policy: a re-examination. **Journal of Economics and Development**, v. 23, n. 1, p. 2-18, 2021.
- PEROTTI, R. Fiscal policy in good times and bad. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, p. 1399-1436, 1999.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- QUINTOS, C. Sustainability of the deficit process with structural shifts. **Journal of Business and Economics Statistics**, v. 13, p. 409-417, 1995.
- ROCHA, B. P.; ROCHA, F. Consolidação fiscal nos Estados brasileiros: uma análise de duração. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 18, n. 2, p. 193-223, maio-ago. 2008.
- SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.
- SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, v. 18, p. 313-348, 2002.
- SALOMÃO NETO, B. A. S. A note on expansionary austerity in Brazil. **Revista Brasileira de Economia (RBE)**, v. 77, n. 3, jul.-set. 2023.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.
- SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A.; SENA, A. M. C. Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **Economia**, v. 15, p. 68-81, 2014.
- SOUZA JÚNIOR, J. R.; CAETANO, S. M. **Produto potencial como ferramenta de análise da política monetária e da capacidade de crescimento da economia brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 1881).
- TABOSA, F. J. S. *et al.* Reação fiscal ao aumento da dívida pública: uma análise para os estados brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 1, p. 57-71, 2016.

UCTUM, M.; THURSTON, T.; UCTUM, R. Public debt, the unit root hypothesis and structural breaks: a multi-country analysis. **Economica**, p. 129-156, 2006.

VOGELSANG, T.; PERRON, P. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. **International Economic Review**, v. 39, n. 4, 1998.

Data da submissão em: 14 dez. 2022.

Primeira decisão editorial em: 15 maio 2023.

Última versão recebida em: 30 maio 2023.

Aprovação final em: 26 jun. 2023.



# PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NO SETOR AGROPECUÁRIO DE SÃO PAULO<sup>1,2</sup>

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho<sup>3</sup>

A mudança tecnológica é fator determinante para o crescimento econômico. Desde a década de 1970, o Brasil transformou-se em um exemplo na promoção da pesquisa agropecuária. O resultado foi o crescimento contínuo da produtividade total dos fatores (PTF). Existem vários trabalhos que estimam a PTF para o Brasil, mas são poucos que focam em termos regionais. Este estudo buscou estimá-la para o estado de São Paulo. Em última análise, a PTF analisa a relação entre a renda bruta (produção) e os custos totais (insumos). No limite, caso não haja progresso técnico substancial, em ambiente competitivo, a renda líquida nesse sistema tenderá a 0, e, assim, com o passar do tempo, a taxa de crescimento da PTF torna-se cada vez menor. É basicamente esse comportamento que foi verificado no estado de São Paulo.

**Palavras-chave:** produtividade; ciência e tecnologia; crescimento; agricultura.

## TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY IN THE AGRICULTURAL SECTOR OF SÃO PAULO

Technological change is a key driver of economic growth. Since the 1970s, Brazil has become an example in promoting agricultural research. The result was total factor productivity (TFP) continued growth. There are several papers that estimate TFP for Brazil, but few of them focus on regional analysis. The present study sought to estimate the TFP for the state of São Paulo. Ultimately, if there is no substantial technical progress, TFP looks at the relationship between gross income (output) and total costs (inputs). In a competitive environment, net income within this system will tend to zero, and thus, over time, the TFP growth rate becomes smaller. This behavior was basically verified in the state of São Paulo.

**Keywords:** productivity; science and technology; growth; agriculture.

## PRODUCTIVIDAD TOTAL DE LOS FACTORES EN EL SECTOR AGRÍCOLA DE SÃO PAULO

El cambio tecnológico es un motor clave del crecimiento económico. Desde la década de 1970, Brasil se ha convertido en un ejemplo en la promoción de la investigación agrícola. El resultado fue un crecimiento continuo de la productividad total de los factores (PTF). Hay varios trabajos que estiman la PTF para Brasil, pero pocos se enfocan en términos regionales. El presente estudio buscó estimar la PTF para el estado de São Paulo. En última instancia, la PTF analiza la relación entre el ingreso bruto (producto) y los costos totales (insumos). En última instancia, si no hay un progreso técnico sustancial, en un entorno competitivo, el ingreso neto dentro de este sistema

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66art4>

2. Agradecimento especial ao apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp) na disponibilização de dados e recursos necessários para a elaboração deste estudo, que foi desenvolvido no âmbito do projeto *Pesquisa e Inovação: indicadores, métodos e evidências de impactos* (processo Fapesp nº 21/15091-8).

3. Técnico de planejamento e pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), professor do Programa de Pós-Graduação em Políticas Públicas do Ipea e colunista de economia do canal Agromais TV. *E-mail:* jose.vieira@ipea.gov.br.

tenderá a zero y, por lo tanto, con el tiempo, la tasa de crecimiento de la PTF se vuelve cada vez más pequeña. Es básicamente este comportamiento el que se verificó en el estado de São Paulo.

**Palabras clave:** productividad; ciencia y tecnología; crecimiento; agricultura.

**JEL:** C01; O3; O4.

## 1 INTRODUÇÃO

A tomada de decisão, seja no setor público, seja no setor privado, exige o detalhamento da realidade produtiva da economia por meio da avaliação de estatísticas confiáveis, que possam dimensionar os desafios e os problemas econômicos do objeto de estudo. A informação estatística econômica, quando bem tratada, busca contribuir com a formulação e a avaliação das políticas públicas, permitindo o aprofundamento das análises de oferta e demanda na atividade produtiva.

Nos últimos cinquenta anos, a produção agropecuária nacional cresceu de forma exponencial, estimulando as exportações e a abertura de novos mercados. Além de gerar divisas para o desenvolvimento econômico, propiciou também a criação de empregos. Segundo Fishlow e Vieira Filho (2020) e Vieira Filho (2022), esse desenvolvimento foi intensivo em conhecimento e dependeu de construção institucional bem-sucedida de pesquisa aplicada. Conforme Gasques *et al.* (2012) e Pastore (2021), o crescimento da produtividade setorial agropecuária foi possível em função da adoção de novas tecnologias e políticas públicas acertadas. A criação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa), em 1973, nesse contexto, pode ser considerada um caso típico de inovação institucional induzida (Hayami e Ruttan, 1985; Ruttan, 2001; Alves, 2010).

Em termos regionais, o estado de São Paulo sempre esteve na fronteira do conhecimento agropecuário brasileiro. Muito antes da criação da Embrapa, já existiam instituições de excelência na pesquisa agropecuária, tais como: o Instituto Agrônomo de Campinas (IAC), criado em 1887; a Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq), de 1901; o Instituto Biológico, de 1927; e a Fapesp, constituída em 1962. A produção agropecuária paulista é bastante relevante. Nos últimos anos, as exportações estaduais do agronegócio representaram, aproximadamente, 17% do total nacional. Até mesmo com as importações elevadas, cerca de 32% do total importado pelo Brasil, observou-se superávit estadual superior a US\$ 13 bilhões em 2021 (Brasil, 2022).

Para compreender melhor a dinâmica produtiva do estado de São Paulo, este estudo busca traçar um diagnóstico do setor agropecuário, bem como estimar a produtividade total dos fatores (PTF) do estado. Existem diversos trabalhos que mensuram a PTF no caso brasileiro (Gasques *et al.*, 2012; Alcantara, Vieira Filho e Gasques, 2021); no entanto, para o caso regional, quando não por estudos censitários (Alves, Souza e Oliveira, 2006; Vieira Filho, 2013; Vieira Filho, Gasques e

Ransom, 2020), são raros os estudos focados em termos estaduais, como Gasques *et al.* (2014) e Araújo *et al.* (2018).

Para o cálculo da PTF no âmbito do estado de São Paulo, foram estudados 21 produtos, sendo os mais importantes: cana; milho; soja; café; laranja; carne bovina; e carne de frango. Nas produções de cana e laranja, em 2020, São Paulo figurou como o principal produtor brasileiro. Em relação ao uso da terra, a área agrícola aumentou, enquanto as pastagens reduziram-se. Intensificou-se a mecanização, observando-se, ao mesmo tempo, aumento generalizado dos rendimentos. Os rendimentos do milho, da soja e da laranja, em toneladas por hectare, cresceram 2,2%, 1,7% e 1,6%, respectivamente. Na pecuária, a taxa de lotação (cabeça por hectare) subiu de 0,9 para 1,7, enquanto a média nacional ficou em torno de 1,1, em 2020 (IEA, 2022; IBGE, 2023b; 2023c).

Para melhor caracterização do desempenho produtivo do setor agropecuário paulista, este estudo apresenta três seções além desta breve introdução. A segunda seção apresenta a metodologia adotada: i) mensuração da produtividade; e ii) base de dados. A terceira seção revela a análise e a discussão dos resultados, traçando o diagnóstico setorial e a evolução da produtividade. Por fim, na quarta seção, seguem as considerações finais.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1 Produtividade total dos fatores

Busca-se estimar a PTF para o estado de São Paulo no setor agropecuário.<sup>4</sup> Uma das maneiras de estimá-la é pelo quociente entre o crescimento do valor da quantidade produzida ( $Y$ ) e o do custo total produtivo ( $X$ ); ou seja, é uma medida que procura mostrar o valor produzido para cada unidade monetária investida na produção ao longo do tempo. Enquanto o produto é o somatório do valor da quantidade de todos os bens produzidos, o custo é o somatório dos valores das quantidades de cada insumo – ou fator – utilizado no processo produtivo. Assim, a PTF é dada por:

$$PTF = \frac{Y}{X} \quad (1)$$

Com o intuito de avaliar o comportamento da produção e dos fatores produtivos, é utilizado o índice *translog* (Tornqvist),<sup>5</sup> o qual é um indicador da média

4. No Brasil, os estudos de PTF são baseados em Gasques e Conceição (1997), Gasques *et al.* (2012) e Gasques *et al.* (2020).

5. A função de produção transcendental logarítmica (*translog*) é uma aproximação da função de produção Cobb-Douglas, quando a elasticidade de substituição dos fatores produtivos tende para uma constante unitária. Essa função é muito utilizada na economia devido à natureza linear de seus parâmetros. Seu uso possibilita estimar a elasticidade de cada fator, a elasticidade cruzada dos fatores produtivos, assim como a exaustão de cada fator no seu termo quadrático. Sua forma pode ser generalizada para uma função de  $n$  fatores produtivos. Na prática, o aumento de preço de um insumo pode estimular o consumo de outro mais barato, ao alterar a combinação existente de insumos e economizar os recursos escassos, raciocínio que vai na direção de Hayami e Ruttan (1985). Para maiores detalhes, ver Diewert (1978).

geométrica ponderada de crescimento da variável em questão, que usa médias aritméticas do valor de cada item da variável para dois períodos como peso. Esse indicador mostrará o comportamento do crescimento da variável estudada. Ao se comparar o índice de produção com o de insumos, será possível estudar o comportamento da produtividade.

Para calcular o índice *translog*, os dados utilizados devem conter informações de quantidades e preços em dois períodos de tempo:  $(t-1)$  e  $(t)$ . Para o índice de produto, os  $n$  bens produzidos serão indexados por  $i$ . Sendo  $p_i$  o preço do bem  $i$  e  $q_i$  a quantidade produzida do bem  $i$ , o índice de quantidade produzida será dado por:

$$\frac{Y_t}{Y_{t-1}} = \prod_{i=1}^n \left( \frac{q_{i,t}}{q_{i,t-1}} \right)^{\frac{1}{2} \left[ \frac{p_{i,t-1}q_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^n (p_{i,t-1}q_{i,t-1})} + \frac{p_{i,t}q_{i,t}}{\sum_{i=1}^n (p_{i,t}q_{i,t})} \right]} \quad (2)$$

Para o índice de insumos, os  $m$  fatores produtivos utilizados serão indexados por  $j$ . Nesse caso, o índice leva em consideração que o aumento da utilização de um insumo na produção diminui a participação dos demais fatores produtivos no custo total – ou seja, a ponderação é feita pela participação de cada insumo no custo total. O aumento ou a redução do preço de um insumo pode levar a uma diminuição ou elevação do seu uso. Sendo  $p_j$  o preço do insumo  $j$  e  $q_j$  a quantidade utilizada do insumo  $j$ , o índice de quantidade utilizada de insumos será dado por:

$$\frac{X_t}{X_{t-1}} = \prod_{j=1}^m \left( \frac{q_{j,t}}{q_{j,t-1}} \right)^{\frac{1}{2} \left[ \frac{p_{j,t-1}q_{j,t-1}}{\sum_{j=1}^m (p_{j,t-1}q_{j,t-1})} + \frac{p_{j,t}q_{j,t}}{\sum_{j=1}^m (p_{j,t}q_{j,t})} \right]} \quad (3)$$

Dividindo-se o índice de produto pelo de insumos, tem-se que:  $\frac{(Y_t/Y_{t-1})}{(X_t/X_{t-1})} = \frac{Y_t}{Y_{t-1}} \cdot \frac{X_{t-1}}{X_t} = \frac{Y_t}{X_t} \cdot \frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}} = \frac{PTF_t}{PTF_{t-1}}$ . Supondo-se  $S_i = \frac{p_i q_i}{\sum_{i=1}^n (p_i q_i)}$  a participação do valor produzido do bem  $i$  no valor total dos  $n$  bens produzidos e  $C_j = \frac{p_j q_j}{\sum_{j=1}^m (p_j q_j)}$  a participação do custo do insumo  $j$  no conjunto de fatores produtivos utilizados  $m$ , ao aplicar o logaritmo, a variação da PTF entre o período  $t$  e  $t-1$  é dada por:

$$\ln \left( \frac{PTF_t}{PTF_{t-1}} \right) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (S_{i,t} + S_{i,t-1}) \ln \left( \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}} \right) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m (C_{j,t} + C_{j,t-1}) \ln \left( \frac{X_{j,t}}{X_{j,t-1}} \right) \quad (4)$$

Definindo-se o ano-base como 100, para encontrar o valor da PTF no período  $t$  em diante, basta calcular a exponencial para cada ano – ou seja,  $PTF_t = e^{\ln(PTF_t/PTF_{t-1})} \cdot PTF_{t-1}$ .

## 2.2 Base de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa foram obtidos de diversas fontes para o período 1974-2020. O quadro 1 apresenta, de forma resumida, o conjunto destas informações. Foram 21 produtos estudados, sendo doze de lavouras temporárias (algodão, amendoim, arroz, batata-inglesa, cana, cebola, feijão, mamona, mandioca, milho, soja e tomate), três de lavouras permanentes (banana, café e laranja) e seis produtos de origem animal (leite, ovos, casulos de seda, bem como carnes bovina, suína e de frango). As estatísticas foram oriundas da Produção Agrícola Municipal (PAM) e da Pesquisa Trimestral de Abate de Animais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e complementadas com informações de preço de abate da Fundação Getulio Vargas (FGV), da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab) e do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa).

QUADRO 1  
Variáveis de produção e insumo

Variável	Descrição	Unidade	Fonte	Período
Produto	Quantidade produzida	Toneladas	IBGE	1974 a 2020
	Valor bruto da produção	Valor monetário	IBGE	1974 a 2020
Terra	Área colhida	Hectares	IBGE	1974 a 2020
	Área de pastagem	Hectares	IEA	1974 a 2020
	Arrendamento	Valor monetário anual por unidade de terra	IEA	1974 a 2020
	Aluguel de pastagens	Valor monetário anual por cabeça	IEA	1974 a 2020
Trabalho	Vínculos ativos (empregos) na agropecuária	Número de empregados por ano	Rais	1985 a 2020
	Remuneração do administrador	Valor monetário anual	IEA	1974 a 2020
Capital	Estoque de máquinas agrícolas (tratores de rodas, cultivadores motorizados e colheitadeiras de grãos e cana)	Número de máquinas	Anfavea	1974 a 2020
	5% do faturamento líquido médio por máquina agrícola vendida	Valor monetário anual	Anfavea	1974 a 2020
Fertilizantes	Quantidade de NPK consumida	Toneladas	Anda	1974 a 2020
	Preço dos nutrientes NPK	Valor monetário por tonelada	IEA	1974 a 2020
Defensivos	Quantidade consumida por tipo de defensivo	Toneladas	Faostat	2000 a 2017
	Preço por tipo de defensivo	Valor monetário por tonelada	IEA	2000 a 2017

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Anda – Agência Nacional para Difusão de Adubos.

2. Anfavea – Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores.

3. Faostat – Food Agriculture Data.

4. IEA – Instituto de Economia Agrícola.

5. NPK – acrônimo de nitrogênio (N), fósforo (P) e potássio (K).

6. Rais – Relação Anual de Informações Sociais.

Os insumos estudados foram divididos em cinco grupos: terra; trabalho; capital; fertilizantes; e defensivos. Os dados de área colhida foram extraídos da PAM/IBGE, enquanto os dados de pastagens foram informados pelo Instituto de Economia Agrícola. Os valores monetários do arrendamento e do aluguel de pastagens foram obtidos com o IEA. Quanto ao trabalho, o número de empregados no âmbito dos vínculos formais do setor agropecuário foi extraído da Rais. Por sua vez, o valor monetário dos salários foi o informado pelo IEA. Para o emprego formal, foi preciso realizar projeções econométricas<sup>6</sup> para complementar a série histórica de 1974 a 1984.

No que se refere ao capital, trabalhou-se com o estoque de máquinas agrícolas (tratores, cultivadores e colheitadeiras), informado pela Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores. Deve-se ressaltar que a Anfavea comunica as vendas nacionais, importações e exportações. Para obter o estoque de máquinas anual, foi preciso mensurar o consumo aparente de cada ano, primeiramente, e retirar a taxa de depreciação das máquinas – em torno de 21 anos – do número encontrado.<sup>7</sup> O aluguel das máquinas foi estimado em uma taxa de 5% do faturamento líquido médio por unidade vendida, segundo valores informados pela Anfavea.

Quanto à quantidade consumida de fertilizantes, os dados de consumo de sulfato de amônia  $[(\text{NH}_4)_2\text{SO}_4]$ , superfosfato simples  $(\text{P}_2\text{O}_5)$  e cloreto de potássio  $(\text{K}_2\text{O})$  foram informados da Anda. Os preços desses nutrientes foram obtidos com o IEA. Ressalta-se que a série estatística utilizada englobou basicamente o consumo total de NPK, enquanto o preço foi uma média ponderada pela quantidade consumida anual de cada nutriente. Dessa forma, definiu-se uma série de preço por tonelada de NPK. Quanto aos dados de uso de defensivos, os valores de quantidade foram retirados da Faostat e de preços do IEA. Infelizmente, a série de defensivos era muito curta (de 2000 a 2016), e, para isso, foi preciso realizar projeções econométricas<sup>8</sup> para o restante do período.

Por fim, deve-se destacar que todas as séries de preços foram deflacionadas para 2020, exceto o valor bruto da produção, em que os dados utilizados foram a preços correntes. O procedimento de correção dos preços dos insumos foi necessário para uniformizar os dados encontrados. Contudo, não há impedimento em mensurar a PTF pelo índice *translog*, uma vez que o indicador trabalha apenas com os percentuais monetários de cada ano, ou com as participações do preço do produto, e dos insumos, no valor total (ou no custo total). Deve-se apenas atentar para que os valores de cada ano estejam na mesma base.

---

6. As projeções foram realizadas por meio de modelo autorregressivo de médias móveis (Arima), ajustando-se os dados da série temporal para prever os valores futuros.

7. Para detalhes desta estimativa, ver Barros (1999).

8. Projeções baseadas no Arima.

### 3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

#### 3.1 Indicadores de capacidade de absorção tecnológica

Os investimentos em ciência e tecnologia (C&T), extensão rural e capacitação técnica podem, conjuntamente, aumentar a PTF, de um lado, e ampliar a capacidade de absorção tecnológica, de outro (Cohen e Levinthal, 1989; Vieira Filho e Silveira, 2016). Há diversos estudos que pretendem avaliar o impacto da pesquisa na dinâmica produtiva, buscando verificar quais variáveis tecnológicas interferem na dinâmica competitiva (Thirtle, Piesse e Schimmelpfennig, 2008; Alene, 2010; Gasques *et al.*, 2012; Collier e Dercon, 2014; Fuglie, 2018; Rada e Fuglie, 2019). A análise de indicadores que possam medir a capacidade de absorção tecnológica indica de que forma o estado de São Paulo está em comparação ao quadro nacional, no que tange à capacidade de incorporar novos conhecimentos e novas tecnologias no processo produtivo.

Esta seção pretende avaliar qualitativamente as informações mais recentes, comparando estatísticas dos dois últimos levantamentos censitários, de 2006 e 2017.<sup>9</sup> Busca-se comparar informações do estado de São Paulo com as do Brasil como um todo. A tabela 1 organiza a quantidade de estabelecimentos produtivos subdividida por indicadores em grupos temáticos, que representam o capital, o processo produtivo, as características do produtor e o acesso à informação. Essas estatísticas descrevem o ambiente institucional da produção agropecuária em termos de capacidade de absorção tecnológica. De modo amplo, o comparativo entre 2006 e 2017 mostrou tendência de redução do número de estabelecimentos agropecuários, no Brasil e, também, no estado de São Paulo. Contudo, verificou-se que a queda no número de estabelecimentos agropecuários foi mais intensa em São Paulo (-1,7%) que no Brasil (-0,2%).

---

9. Para uma avaliação dos últimos levantamentos censitários no setor agropecuário brasileiro, ver Vieira Filho e Gasques (2020).

**TABELA 1**  
**Indicadores, mensurados em números de estabelecimentos, que podem acelerar ou retardar as inovações – Brasil e estado de São Paulo (2006 e 2017)**

Indicadores por grupo temático	Brasil				São Paulo			
	2006	%	2017	Taxa de crescimento anual (%)	2006	%	2017	Taxa de crescimento anual (%)
Capital								
Energia elétrica	3.595.667	69,5	4.217.362	83,1	185.874	81,7	166.090	88,1
Área irrigada (1 milhão de hectares)	4,5	-	6,7	-	0,786	-	1,1	-
Tratores	530.346	10,2	734.280	14,5	80.016	35,2	84.616	44,9
Processo produtivo								
Recebeu orientação técnica	1.145.049	22,1	1.025.443	20,2	101.463	44,6	77.211	40,9
Utilizam sistema de preparo no solo	2.212.428	42,7	2.752.277	54,2	98.578	43,3	93.640	49,6
Fizeram adubação	1.695.250	32,8	2.144.693	42,3	115.977	51,0	112.579	59,7
Área em plantio direto (1 milhão de hectares)	17,9	-	33,1	-	0,472	-	1,0	-
Plantio direto	506.667	9,8	553.382	10,9	7.471	3,3	13.376,0	7,1
Rotação de culturas	641.083	12,4	946.607	18,7	21.064	9,3	40.808	21,6
Proteção de encostas	296.926	5,7	204.246	4,0	19.125	8,4	15.484	8,2
Recuperação de mata ciliar	-	-	122.507	2,4	-	-	13.172	7,0
Características do produtor								
Idade de produtor até 35 anos	872.310	16,9	569.425	11,2	20.738	9,1	11.365	6,0
Não sabe ler e escrever	1.268.098	24,5	1.164.710	23,0	7.351	3,2	5.690	3,0
Proprietário da terra	3.946.411	76,2	4.108.639	81,0	193.111	84,8	146.627	77,7
Acesso à informação								
Televisão	2.378.608	46,0	2.665.873	52,5	-	-	105.451	55,9
Rádio	3.623.346	70,0	1.580.691	31,2	-	-	38.685	20,5
Internet	75.407	1,5	615.094	12,1	-	-	58.166	30,8
Amostra	5.175.636	100,0	5.073.324	100,0	227.622	100,0	188.620	100,0

Fontes: Censos Agropecuários (IBGE, 2023a).  
 Elaboração do autor.

Em relação aos indicadores de capital, há melhoria de todos os indicadores no Brasil. Há diminuição no número de estabelecimentos agropecuários no estado de São Paulo com o uso de energia elétrica, saindo de 185.874 para 166.090. Porém, a participação destes no total de estabelecimentos da região aumentou, de 81,7% para 88,1%. A área irrigada – em milhões de hectares – tem crescimento no Brasil e no estado de São Paulo de 3,7% e 3,3%, respectivamente. No que se refere ao número de estabelecimentos agropecuários com o uso de tratores, pelo fato de São Paulo já ser uma região bastante mecanizada, a taxa de crescimento foi menor no período analisado. Além disso, ao comparar Brasil e São Paulo, nota-se que o percentual de estabelecimentos com tratores era maior no estado que no país nos dois anos. Em 2017, por exemplo, 44,9% dos estabelecimentos agropecuários paulistas faziam uso de tratores, enquanto no Brasil esse percentual era de apenas 14,5%.

Quanto aos indicadores de processo produtivo, de modo geral, São Paulo destaca-se no comparativo nacional. Em relação ao recebimento de orientação técnica na produção, embora haja diminuição do percentual de estabelecimentos entre os dois anos, o percentual do estado de São Paulo é quase o dobro do brasileiro, o que sinaliza a melhor capacidade do produtor paulista na compreensão do uso de novas práticas produtivas e de incorporação de tecnologias e insumos modernos na produção agropecuária. Nota-se que há aumento da participação percentual de estabelecimentos no emprego de sistema de preparo do solo, na adoção de adubos, na rotação de culturas e na prática de plantio direto. No que se refere ao plantio direto, há inclusive o aumento da área em hectares plantados, com crescimento anual da área de 5,7%, no Brasil, e 7,1%, em São Paulo. Quanto à proteção de encostas e à recuperação de matas ciliares, o percentual de estabelecimentos que adotam as práticas conservacionistas é maior no estado de São Paulo que no Brasil.

No que tange às características dos produtores, o número de estabelecimentos com dirigentes mais jovens é menor em São Paulo que no Brasil, o que pode indicar que, no estado, por dedução, os responsáveis diretos da produção são mais experientes. Em relação à alfabetização dos produtores, os indicadores paulistas são bastante superiores às estatísticas nacionais. Ademais, há no Brasil e em São Paulo, em 2017, percentual elevado de produtores que são proprietários de terra, sendo de 81% no Brasil e de 77,7% no estado. Por fim, no que diz respeito ao acesso à informação, há aumento da participação da televisão e da internet em termos nacionais. Tem-se queda da importância do rádio no acesso informacional. Quanto às estatísticas paulistas, em 2017, o percentual de estabelecimentos que têm acesso a televisão e internet é superior ao nacional.

No intuito de detalhar um pouco mais a questão do recebimento de orientação técnica na produção, a tabela 2 apresenta os percentuais de recebimento e não recebimento por diferentes estratos de áreas em São Paulo e no Brasil. Os dados

mostram dois padrões: i) quanto maior é o tamanho do estabelecimento, maior é o percentual de recebimento de orientação técnica; e ii) o estado de São Paulo, no geral, tende a obter percentuais mais elevados de recebimento de orientação técnica do que o comparativo nacional. Cerca de 76% dos estabelecimentos agropecuários no estado de São Paulo encontram-se na faixa de área de até 50 ha. No contexto brasileiro, os estabelecimentos agropecuários de até 50 ha representam, aproximadamente, 83% dos estabelecimentos totais. Enquanto, no estrato de 0 ha a 10 ha de área, no estado de São Paulo, se observaram 26,4% dos estabelecimentos que receberam orientação técnica; o percentual, no caso brasileiro, foi de 12,6%. Nos estabelecimentos com mais de 500 ha de área, 85% receberam orientação técnica no estado de São Paulo e 54,3%, no Brasil.

TABELA 2

**Orientação técnica recebida por estabelecimentos agropecuários<sup>1</sup> e por grupo de área total – Brasil e estado de São Paulo (2017)**

Regiões	Estratos de área (ha)	Recebe (%)	Não recebe (%)	Total de estabelecimentos agropecuários (1 mil)	Participação no total – Brasil (%)
São Paulo	[0,10)	26,4	73,6	<b>70,5</b>	<b>1,4</b>
	[10,50)	42,7	57,3	<b>77,2</b>	<b>1,5</b>
	[50,100)	53,1	46,9	<b>16,4</b>	<b>0,3</b>
	[100,500)	66,7	33,3	<b>18,9</b>	<b>0,4</b>
	[500,...)	85,0	15,0	<b>4,8</b>	<b>0,1</b>
	<b>Total</b>		<b>41,0</b>	<b>59,0</b>	<b>187,9</b>
Brasil	[0,10)	12,6	87,4	<b>2.543,7</b>	<b>50,9</b>
	[10,50)	26,6	73,4	<b>1.586,5</b>	<b>31,8</b>
	[50,100)	25,9	74,1	<b>394,2</b>	<b>7,9</b>
	[100,500)	33,0	67,0	<b>365,8</b>	<b>7,3</b>
	[500,...)	54,3	45,7	<b>106,1</b>	<b>2,1</b>
	<b>Total</b>		<b>20,5</b>	<b>79,5</b>	<b>4.996,3</b>

Fonte: Censo Agropecuário (IBGE, 2023a).

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Estabelecimentos com área declarada.

A orientação técnica recebida funciona como um bom indicador de capacidade de absorção de novos conhecimentos e tecnologias mais modernas. Conforme Braga, Vieira Filho e Freitas (2019), o impacto da extensão rural (pública e privada) na renda dos produtores foi de 19%, sendo os maiores beneficiários aqueles com maior nível de escolaridade, acesso ao crédito e indicativos de entorno mais favoráveis.

### 3.2 Mensuração da produtividade no estado de São Paulo

O desempenho produtivo do setor agropecuário em São Paulo é muito relevante no contexto nacional. Pela tabela 3, pode ser verificada a importância da agricultura e da pecuária na produção regional. Dos 21 produtos estudados, buscou-se focar os produtos mais relevantes para o estado de São Paulo (cana, milho, soja, café, laranja, bem como carnes bovina e de frango), em termos de valor bruto da produção e quantidade produzida. Em 1974, São Paulo era líder na produção nacional nas culturas de cana e laranja, assim como na produção de carne bovina. O estado ocupava também, naquele mesmo ano, a segunda colocação no *ranking* produtivo nas culturas de milho e café, além da produção de carne de frango. Em 2020, o estado perdeu parte da sua importância produtiva no contexto nacional, mas continuou a ocupar a primeira colocação nas culturas de cana e laranja. No cultivo de cana, o estado aumentou sua participação na produção nacional, de 1974 a 2020, passando de 41,3% para 57%, respectivamente. No cultivo de laranja, embora com arrefecimento do crescimento produtivo, a participação estadual elevou-se de 65% para 77,5%. A produção aumentou em quantidade entre os anos analisados.

TABELA 3

**Desempenho produtivo do estado para produtos selecionados – Brasil e estado de São Paulo (1974 e 2020)**

Variáveis	Anos	Cana	Milho	Soja	Café	Laranja	Carne bovina	Carne de frango
São Paulo (1 mil toneladas)	1974	39.472	2.628	522	1.160	3.658	270	66
	2020	431.526	4.504	3.890	345	12.955	866	1.585
Brasil (1 mil toneladas)	1974	95.624	16.273	7.877	3.231	5.623	1.791	373
	2020	757.117	103.964	121.798	3.700	16.708	7.825	13.787
Participação de São Paulo no Brasil (%)	1974	41,3	16,1	6,6	35,9	65,0	15,1	17,8
	2020	57,0	4,3	3,2	9,3	77,5	11,1	11,5
Rendimento de São Paulo (toneladas por hectare)	1974	54,8	2,0	1,6	1,8	17,2	-	-
	2020	78,3	5,6	3,4	1,7	35,7	-	-
	Crescimento 1974-2020 (%)	0,8	2,2	1,7	-0,1	1,6	-	-
<i>Ranking</i> dos estados	1974	1ª	2ª	3ª	2ª	1ª	1ª	2ª
	2020	1ª	6ª	7ª	3ª	1ª	3ª	4ª

Fontes: Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) e Pesquisa Trimestral do Abate de Animais (IBGE, 2023b; 2023c).  
Elaboração do autor.

No que se refere à participação produtiva no contexto nacional, os demais produtos (milho, soja, café, bem como carnes bovina e de frango) diminuíram sua

representação. Em termos produtivos, o café foi o cultivo mais impactado, o qual observou queda da produção em quantidade, assim como expressiva diminuição na participação nacional, saindo de 35,9%, em 1974, para apenas 9,3%, em 2020. As produções de grãos e carnes, até mesmo aumentando em quantidade, perderam posições no contexto nacional. Em termos de rendimento (produção por hectare), destacaram-se os cultivos de milho e soja. É importante retratar que, ao longo dos últimos cinquenta anos, o Brasil transformou-se em termos produtivos. Nesse sentido, outras regiões foram incorporadas à produção, notadamente com a ocupação dos Cerrados, via investimento em pesquisa e tecnologia (Garcia e Vieira Filho, 2021). Por esse motivo, o comportamento do estado de São Paulo não evoluiu de forma a manter a liderança produtiva no setor agropecuário. São Paulo é também o maior centro financeiro e industrial do país, o que aumenta a concorrência setorial.

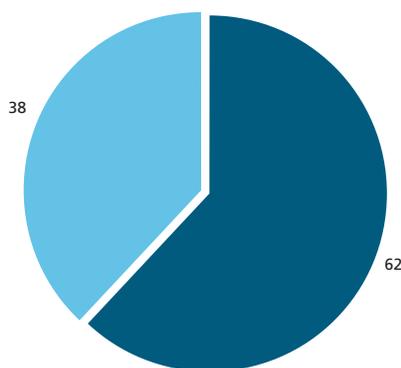
Pelo gráfico 1 e pela tabela 4, tem-se a participação do valor bruto da produção dos produtos em destaque em relação ao grupo de produtos estudados. Esses sete produtos representavam, em 1974, cerca de 62,1% do valor bruto total. Em 2020, a concentração desses produtos aumentou para algo em torno de 82,3%, o que representou variação percentual no período de 32,6%. Carne de frango, cana, soja, laranja e carne bovina ampliaram, nessa ordem, sua participação no valor bruto total pesquisado. Não obstante, café e milho diminuíram sua participação no valor bruto total.

GRÁFICO 1

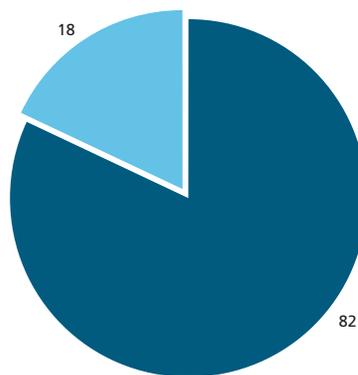
**Participação dos principais produtos – estado de São Paulo (1974 e 2020)**

(Em %)

1A – 1974



1B – 2020



■ Cana, milho, soja, café, laranja, carne bovina e carne de frango  
 ■ Demais produtos

Fonte: Dados da pesquisa.  
 Elaboração do autor.

TABELA 4

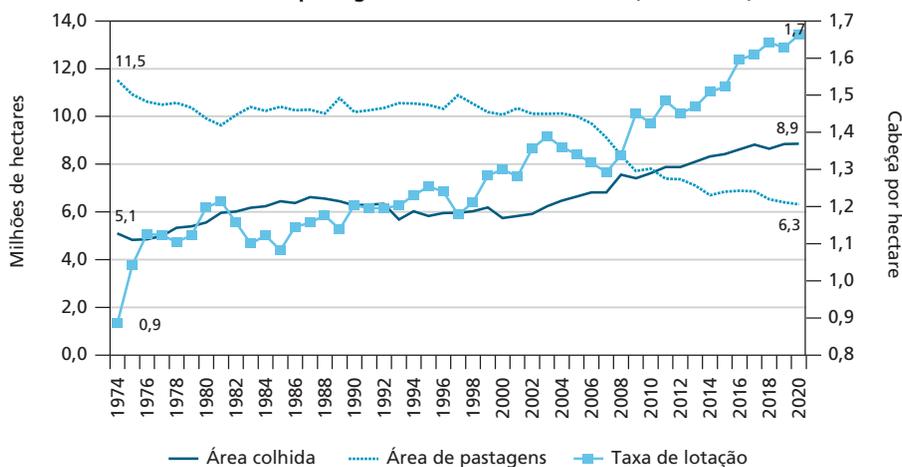
**Participação do valor bruto da produção de produtos selecionados no valor bruto total da produção dos 21 produtos estudados – estado de São Paulo**  
(Em %)

Anos	Cana	Milho	Soja	Café	Laranja	Carne bovina	Carne de frango	$\Sigma$	Demais produtos
1974	10,4	8,4	3,6	17,8	7,5	11,8	2,5	62,1	37,9
1980	19,5	5,7	3,7	13,6	8,5	10,7	3,2	64,8	35,2
1990	31,2	5,2	2,1	5,5	13,9	10,2	4,3	72,5	27,5
2000	33,1	6,5	3,4	3,5	6,3	13,5	9,1	75,2	24,8
2010	42,3	3,7	2,5	3,0	12,2	12,6	8,2	84,5	15,5
2020	35,8	4,8	7,5	3,2	8,7	13,5	8,9	82,3	17,7
$\Delta\%$ entre 2020 e 1974	242,6	-43,3	107,9	-82,1	16,0	14,5	260,1	32,6	-53,4

Fonte: Dados da pesquisa.  
Elaboração do autor.

No que se refere ao conjunto de fatores produtivos da agropecuária paulista, o gráfico 2 apresenta o uso da terra no estado. De um lado, há redução da área de pastagens. De outro, observa-se aumento da área colhida com uso agrícola. De 1974 a 2020, a área colhida expandiu-se a uma taxa anual de crescimento de 1,2%. Em relação à área de pastagens, tem-se decréscimo anual de -1,3% nesse período. Porém, ao dividir todo o período em dois momentos, de 1974 a 1990, a taxa de decréscimo da área de pastagens ficou em torno de -0,8%, enquanto, de 1990 a 2020, o indicador acentuou a queda para -1,6%. Ao longo do período analisado, a taxa de lotação saiu de 0,9 para 1,7 cabeças por hectare, o que sinalizou forte intensificação da pecuária bovina no estado de São Paulo. Para um comparativo, a taxa de lotação média do Brasil está em torno de 1,1 cabeças por hectare. A tendência de aumentar a área destinada para plantio e, simultaneamente, de substituir por área de pastagens também foi observada no contexto nacional; porém, no âmbito regional, devido à capacidade de incorporar novas tecnologias e processos produtivos, essa dinâmica estadual foi mais intensa.

GRÁFICO 2  
Área colhida e área de pastagens – estado de São Paulo (1974-2020)



Fonte: Dados da pesquisa.  
Elaboração do autor.

No que tange ao contexto do estoque de capital, os tratores agrícolas apresentam-se como uma boa referência de indicador setorial. Segundo os dados censitários de vários anos (tabela 5), a mecanização vem aumentando no Brasil e no estado de São Paulo. Contudo, as taxas de crescimento do Brasil foram muito mais elevadas que em São Paulo, nos dois períodos analisados (de 1970 a 1985 e de 1985 a 2017). No passado, São Paulo mostrava-se como a principal região mecanizada do país, participando com quase a metade (40,5%) da frota nacional de tratores. No período mais recente, essa participação caiu, chegando a 14,3% do total de tratores agrícolas existentes no Brasil. Entre 1970 e 1985, houve crescimento anual da frota de São Paulo de 5,9%. Entretanto, de 1985 a 2017, a taxa reduziu-se drasticamente, ficando em torno de 0,3%. Os números censitários são indicativos do comportamento da frota estimada de máquinas agrícolas, como se observará em seguida.

TABELA 5  
Tratores agrícolas – Brasil e estado de São Paulo  
5A – Número de tratores e participação estadual

Anos	Brasil	São Paulo	Participação estadual (%)
1970	165.870	67.213	40,5
1975	323.113	101.359	31,4
1980	545.205	138.739	25,4
1985	665.280	159.625	24,0
1995	803.742	170.573	21,2
2006	820.718	145.346	17,7
2017	1.229.907	175.459	14,3

**5B – Taxa de crescimento (%)**

Anos	Brasil	São Paulo	Participação estadual
1970-1985	9,7	5,9	-3,4
1985-2017	1,9	0,3	-1,6

Fonte: Censos Agropecuários (IBGE, 2023a).  
Elaboração do autor.

De acordo com a tabela 6, tem-se a evolução do trabalho formal, das máquinas agrícolas, do consumo de fertilizantes e do uso de defensivos na produção agropecuária do estado de São Paulo. Nota-se que, ao avaliar o crescimento dessas variáveis em dois períodos distintos (1974 a 1990 e 1990 a 2020), o número de trabalhadores, o consumo de fertilizantes e o uso de defensivos apresentaram crescimento no segundo período. Apenas as máquinas agrícolas diminuíram nesse período mais recente, seguindo a tendência de queda da participação de tratores nas informações censitárias já apresentadas. Cabe ressaltar que as séries históricas de trabalho (1985-2020) e defensivos (2000-2017) foram estimadas e projetadas para todo o período estudado (1974-2020). Por esse motivo e por tratar-se de longos períodos, é preciso avaliar esse comportamento com parcimônia.

**TABELA 6****Evolução do trabalho formal, máquinas agrícolas, fertilizantes e defensivos – estado de São Paulo****6A – Insumos produtivos**

Anos	Trabalho (1 mil)	Máquinas (1 mil)	Fertilizantes (1 mil toneladas)	Defensivos (1 mil toneladas)
1974	170,6	63,7	472,1	92,4
1980	150,1	110,6	610,0	80,5
1990	129,7	118,5	936,7	49,7
2000	312,9	89,5	1194,2	129,3
2010	331,4	72,3	1389,7	311,6
2020	313,3	79,1	1942,8	337,2

**6B – Taxa de crescimento (%)**

Anos	Trabalho	Máquinas	Fertilizantes	Defensivos
1974-1990	-1,7	3,9	4,4	-3,8
1990-2020	3,0	-1,3	2,5	6,6

Fonte: Dados da pesquisa.  
Elaboração do autor.

A tabela 7 mostra a participação percentual de cada insumo no custo total. Pelo observado, terra e trabalho são os fatores produtivos mais caros. No que se refere ao fator terra, a participação da área colhida vem aumentando sua representatividade, em detrimento da queda da parcela de custo relacionada às pastagens.

Em relação ao fator trabalho, há ligeira elevação da participação de custo. Enquanto o fertilizante se manteve com praticamente a mesma participação nos custos (algo em torno de 10,1% no período), capital e defensivos aumentaram sua relevância no custo total ao longo do tempo. Em 1974, capital representava menos de 1% do custo total e defensivos, apenas 3%. Em 2020, capital já constituía 8,8%, enquanto defensivos, 12,3%.

**TABELA 7**  
**Participação do custo de insumos selecionados no custo total de produção – estado de São Paulo**  
(Em %)

Anos	Terra	Pasto	Trabalho	Capital	Fertilizantes	Defensivos	Σ
1974	29,7	33,9	23,1	0,4	10,0	3,0	100,0
1980	30,7	35,6	21,5	0,5	9,4	2,3	100,0
1990	33,7	35,6	16,3	1,4	11,4	1,6	100,0
2000	20,1	21,2	36,5	8,4	10,9	2,9	100,0
2010	23,8	16,2	33,5	6,4	9,9	10,2	100,0
2020	31,1	12,7	26,1	8,8	9,0	12,3	100,0
Média	28,2	25,8	26,2	4,3	10,1	5,4	100,0

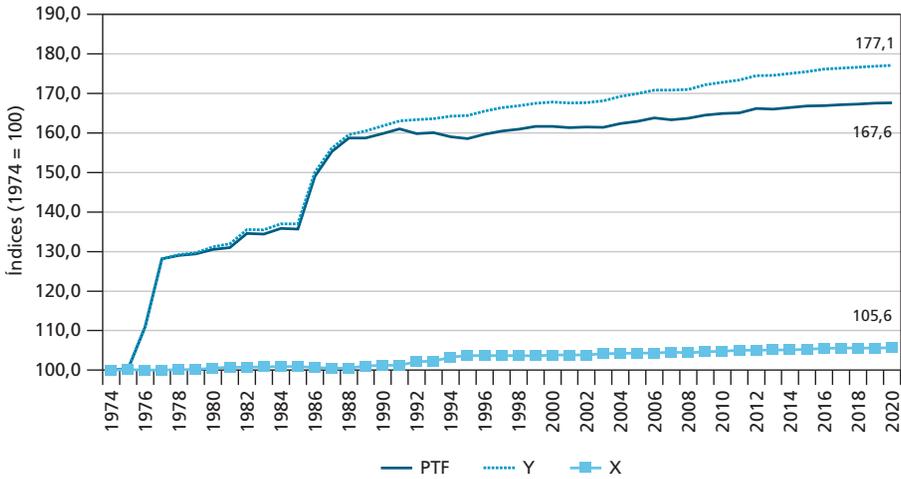
Fonte: Dados da pesquisa.  
Elaboração do autor.

Diante da organização de todas as bases estatísticas de produção e insumos, foi possível mensurar o índice *translog* da produtividade, o qual buscou verificar o comportamento da relação entre o índice de produto e o de insumos. O gráfico 3 apresenta a evolução da PTF para o setor agropecuário paulista de 1974 a 2020. De um lado, o índice de produto cresceu 77,1%. De outro, o índice de insumos expandiu-se somente 5,6%. Essa discrepância entre crescimento de produto e insumos proporcionou crescimento da produtividade de 67,6%, a qual é estimada de forma residual – ou seja, o que não se explica pelo crescimento dos insumos é elucidado pela tecnologia. Deve-se observar que o formato parabólico com concavidade para baixo condiz com a realidade econômica do estado de São Paulo, uma vez que essa região tem um setor mais competitivo e moderno no que concerne ao resto do país. Em última análise, a PTF analisa a relação entre a renda bruta (produção) e os custos totais (insumos). No limite, em ambiente competitivo, a renda líquida neste sistema tenderia a 0, e, assim, com o passar do tempo, a taxa de crescimento da PTF se tornaria cada vez menor.<sup>10</sup>

10. Mudanças tecnológicas podem acontecer, o que deslocaria a curva de produção. Não obstante, o raciocínio aqui presente é entender que São Paulo é a região mais avançada do país e, por esse motivo, a competição entre os agentes é mais acirrada. Assim sendo, espera-se que o comportamento observado seja próximo de uma situação microeconômica de lucro igual a 0.

GRÁFICO 3

**Evolução dos índices de produtividade, produção e insumos – estado de São Paulo (1974-2020)**



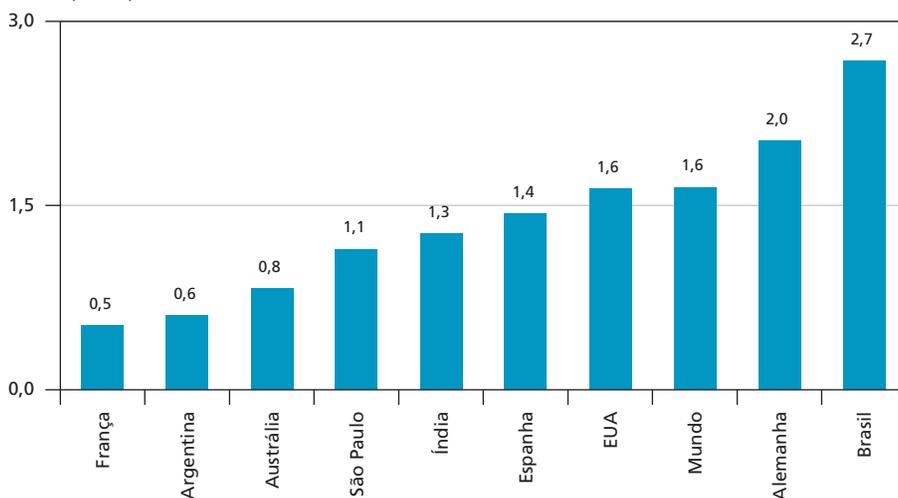
Fonte: Dados da pesquisa.  
Elaboração do autor.

Esse comportamento observado para o estado de São Paulo é razoável, quando se comparam países que já possuem um setor agropecuário bastante competitivo, que é o caso americano e de alguns países europeus (gráfico 4). Em um comparativo internacional,<sup>11</sup> de 1974 a 2020, São Paulo observou taxa de crescimento da PTF da ordem de 1,1% ao ano (a.a.),<sup>12</sup> enquanto países como Estados Unidos, Espanha e Índia tiveram crescimento desse indicador de 1,6%, 1,4% e 1,3%, respectivamente. Brasil e Alemanha tiveram taxa de crescimento da PTF superior à média mundial, enquanto Austrália, Argentina e França apresentaram crescimento menor que o estado de São Paulo; todos abaixo da média mundial. A PTF poderia ser, então, interpretada como uma medida de imperfeições de mercado, com taxa de crescimento menor em regiões mais competitivas. Quanto maior for a taxa de crescimento, há indícios de que a absorção tecnológica seja desigual para todos os agentes, e, portanto, tem-se uma distorção no acesso das novas tecnologias.

11. A comparação aqui pode ser feita, uma vez que os estudos se basearam em medidas não paramétricas, baseadas no índice *translog*. Para análises que mostram um comparativo entre países, ver Fuglie, Wang e Ball (2012) e Alcantara, Vieira Filho e Gasques (2021).

12. Gasques *et al.* (2014) estimaram a PTF para o estado de São Paulo e observaram taxas de crescimento mais elevadas, de 2,6%, de 2000 a 2009, e de 2,7%, de 2000 a 2017. Relativamente, o que esses resultados mostraram foi que, com o passar do tempo, o crescimento da PTF no estado de São Paulo é cada vez mais lento, o que se notou nos resultados aqui apresentados, embora a taxa de crescimento tenha sido bem menor. Alguns setores, tais como os de produções agroflorestais, frutas e outras atividades perenes, têm se tornado cada vez mais relevantes no estado de São Paulo. Por essa razão, as estimativas da PTF precisariam abranger mais setores, para que houvesse maior convergência dos resultados encontrados com outros estudos.

GRÁFICO 4  
Crescimento da PTF – países e estado de São Paulo (1974-2020)  
(Em %)



Fonte: Dados da pesquisa e do USDA (2019).  
Elaboração do autor.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo é uma tentativa de mensurar a PTF no estado de São Paulo de 1974 a 2020. São diversas variáveis que podem interferir na produtividade, tais como: a pesquisa básica e aplicada; os efeitos de transbordamentos (*spillovers*) dos investimentos domésticos e estrangeiros; a extensão rural pública e a assistência técnica privada; a capacitação humana; as questões de escala produtiva; e, sem dúvida, muitas outras influências, como o comércio externo e as condições climáticas e geográficas. Não é surpreendente que estimativas confiáveis sejam difíceis de obter, com tanta transformação envolvida ao longo do tempo, assim como a complexidade da evolução das diferentes variáveis envolvidas.

O estudo detalhou, primeiramente, os pressupostos, os procedimentos e as fontes de dados. Foi necessário um grande esforço de organização de diferentes bases de dados, quantidades e preços por produtos e insumos. Em seguida, foi estimada a PTF da agropecuária no estado de São Paulo, uma das regiões mais dinâmicas no agronegócio brasileiro. Os resultados mostraram que o crescimento do produto (77,1%) foi muito acima do crescimento dos insumos (5,6%), o que representou crescimento da produtividade de 67,6%.

No período 1974-2020, em um comparativo internacional, a taxa de crescimento da PTF do estado de São Paulo (1,1% a.a.) ficou bem abaixo da nacional

(de 2,7% a.a.), assim como da média mundial (1,6% a.a.). Não obstante, entendendo a medida da PTF como um indicador de imperfeições de mercado, para o estado de São Paulo, o baixo crescimento está associado a um mercado mais competitivo, em que todo o conhecimento cristalizado nos insumos é extraído pela maioria dos produtores.

Pode-se acrescentar a diferença conceitual existente entre o valor da PTF e sua taxa de crescimento. A taxa de crescimento anual da PTF, em regiões que já apresentam um indicador de PTF maior, é menor, a não ser que ocorra uma mudança tecnológica, que altere significativamente o padrão de produção.

Não há dúvidas que a mensuração da PTF em uma região seja importante, ainda mais quando esta é considerada fronteira do conhecimento agropecuário. Esse é o caso do estado de São Paulo. O comparativo da evolução da PTF estadual com a nacional pode trazer reflexões acerca do que o indicador sinaliza. Quanto maior a heterogeneidade da estrutura produtiva, a incorporação de progresso técnico pode representar maior crescimento da PTF. Contudo, baixo crescimento desse indicador não necessariamente representa estrutura produtiva pouco moderna e avançada. Para futuras análises, é interessante mostrar que variáveis – como ciência e tecnologia, extensão rural, capacitação de recursos humanos, bem como fomento à pesquisa – influenciam a dinâmica de crescimento da produtividade no estado e no país.

## REFERÊNCIAS

- ALCANTARA, I. R.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. Farming production in Brazil: innovation and land-sparing effect. **International Journal of Agricultural and Biosystems Engineering**, v. 15, n. 10, p. 93-100, 2021.
- ALENE, A. D. Productivity growth and the effects of R&D in African agriculture. **Agricultural Economics**, v. 41, n. 3-4, p. 223-238, 2010.
- ALVES, E. R. A. Embrapa: a successful case of institutional innovation. **Revista de Política Agrícola**, ano 19, p. 64-72, 2010. Edição espacial.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; OLIVEIRA, C. A. V. Desempenho de estabelecimentos do Pronaf. In: ALVES, E. (Org.). **Migração rural-urbana, agricultura familiar e novas tecnologias**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2006. p. 151-175. (Coletânea de artigos revistos).
- ARAÚJO, P. F. C. *et al.* Produtividade total dos fatores de produção na agricultura paulista e os investimentos públicos em capital humano. In: ARAÚJO, P. F. C.; NICOLELLA, A. C. (Org.). **Contribuição da Fapesp ao desenvolvimento da agricultura do estado de São Paulo**. São Paulo: Fapesp, 2018. p. 357-395.

- BARROS, A. L. M. **Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995.** 1999. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.
- BRAGA, M. J.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; FREITAS, C. O. Impactos da extensão rural na renda produtiva. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R. (Org.). **Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira.** Brasília: Ipea, 2019. p. 137-160.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Agrostat:** estatísticas de comércio exterior do agronegócio brasileiro. Brasília: Mapa, 2022. Disponível em: <https://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>.
- COHEN, W. M.; LEVINTHAL, D. A. Innovation and learning: the two faces of R&D. **The Economic Journal**, v. 99, n. 397, p. 569-596, 1989.
- COLLIER, P.; DERCON, S. African agriculture in 50 years: smallholders in a rapidly changing world? **World Development**, v. 63, p. 92-101, nov. 2014.
- DIEWERT, W. E. Superlative index numbers and consistency in aggregation. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 46, n. 4, p. 883-900, jul. 1978.
- FISHLOW, A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Agriculture and industry in Brazil: innovation and competitiveness.** Nova York: Columbia Press, 2020. 244 p.
- FUGLIE, K. R&D capital, R&D spillovers, and productivity growth in world agriculture. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 40, n. 3, p. 421-444, 2018.
- FUGLIE, K.; WANG, S. L.; BALL, V. E. (Ed.). **Productivity growth in agriculture: an international perspective.** Oxfordshire: CAB International, 2012.
- GARCIA, J. R.; VIEIRA FILHO, J. E. R. A nova geografia da agropecuária brasileira e os desafios logísticos. **Confins**, n. 50, p. 1-14, 2021.
- GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Crescimento e produtividade da agricultura brasileira.** Brasília: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 502).
- GASQUES, J. G. *et al.* Total factor productivity in Brazilian agriculture. *In*: FUGLIE, K. O.; WANG, S. L.; BALL, V. E. (Ed.). **Productivity growth in agriculture: an international perspective.** Oxfordshire: CAB International, 2012. p. 145-162.
- GASQUES, J. G. *et al.* Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, v. 23, n. 3, p. 87-98, 2014.
- GASQUES, J. G. *et al.* Crescimento e produtividade da agricultura brasileira. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Org.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário.** Brasília: Ipea, 2020. p. 107-120.

HAYAMI, Y.; RUTTAN, V. W. **Agricultural development: an international perspective**. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1985.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censos Agropecuários – vários anos**. Rio de Janeiro: IBGE, 2023a. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Agrícola Municipal**. Rio de Janeiro: IBGE, 2023b. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Trimestral de Abate de Animais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2023c. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/>.

IEA – INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Dados de levantamento agropecuários**. São Paulo: IEA, 2022. Disponível em: <http://www.iea.agricultura.sp.gov.br/out/Bancodedados.php>.

PASTORE, A. C. **Erros do passado, soluções para o futuro: a herança das políticas econômicas brasileiras do século XX**. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2021. 343 p.

RADA, N. E.; FUGLIE, K. O. New perspectives on farm size and productivity. **Food Policy**, v. 84, p. 147-152, abr. 2019.

RUTTAN, V. W. **Technology, growth, and development: an induced innovation perspective**. Nova York: Oxford University Press, 2001. 656 p.

THIRTLE, C.; PIESSE, J.; SCHIMMELPFENNIG, D. Modeling the length and shape of the R&D lag: an application to UK agricultural productivity. **Agricultural Economics**, v. 39, n. 1, p. 73-85, 2008.

USDA – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Economic research service agricultural total factor productivity growth indices for individual countries/territories, 1961-2016**. Washington: USDA, 2019.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Heterogeneidad estructural de la agricultura familiar en el Brasil. **Revista Cepal**, v. 111, p. 103-121, dez. 2013.

VIEIRA FILHO, J. E. R. **O desenvolvimento da agricultura do Brasil e o papel da Embrapa**. Brasília: Ipea, 2022. (Texto para Discussão, n. 2748).

VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Org.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de Censo Agropecuário**. Brasília: Ipea, 2020. 407 p.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; SILVEIRA, J. M. F. J. Competências organizacionais, trajetória tecnológica e aprendizado local na agricultura: o paradoxo de Prebisch. **Economia e Sociedade**, v. 25, n. 3, p. 599-630, dez. 2016.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G.; RONSOM, S. Inovação e expansão agropecuária brasileira. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Org.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil**: cem anos de Censo Agropecuário. Brasília: Ipea, 2020. p. 121-134.

Data da submissão em: 10 fev. 2023.

Primeira decisão editorial em: 8 abr. 2023.

Última versão recebida em: 26 jun. 2023.

Aprovação final em: 7 jul. 2023.

# PENDULARIDADE POR MOTIVO DE TRABALHO E ESTUDO NA REGIÃO METROPOLITANA DE FEIRA DE SANTANA<sup>1</sup>

Ricardo Monteiro de Carvalho<sup>2</sup>

Silvana Nunes de Queiroz<sup>3</sup>

Este artigo se propõe a analisar e comparar as características da mobilidade pendular entre os municípios que compõem a região metropolitana (RM) de Feira de Santana. Para isso, a principal fonte de informações são os microdados da amostra do Censo Demográfico 2010. Como estratégia metodológica, foram utilizadas matrizes para o cálculo do movimento pendular nos fluxos de origem e de destino, e, a partir disso, foi calculado o Índice de Eficácia da Pendularidade (IEP), além de se utilizar o Quociente Locacional (QL) para medir a especialidade dos municípios nos diversos setores produtivos. No tocante às características populacionais e socioeconômicas, observa-se uma disparidade entre o núcleo metropolitano, Feira de Santana, e os demais municípios no entorno da metrópole. Os resultados apontam o núcleo como principal polo de absorção de trabalhadores e estudantes, enquanto São Gonçalo dos Campos é o principal perdedor. No que diz respeito ao mercado de trabalho, a maioria dos pendulares possui um emprego, notadamente com carteira de trabalho assinada e como empregados no setor de serviços. Nesse contexto, é preciso colocar em prática uma das principais justificativas para a criação da RM de Feira de Santana, que seria a interação entre os municípios, para compartilhamento dos serviços e diminuição da concentração das atividades econômicas, do trabalho e do estudo em um só deles: no caso, Feira de Santana.

**Palavras-chave:** movimento pendular; trabalho; estudo; Nordeste; região metropolitana.

## PENDULARITY FOR WORK AND STUDY REASONS IN THE METROPOLITAN AREA OF FEIRA DE SANTANA

This article proposes to analyze and compare the characteristics of commuting between the municipalities that make up the Metropolitan Area of Feira de Santana (RMFS). For this, the main source of information is the sample microdata from the 2010 Demographic Census. As methodological strategy, matrices were used for the commuting movement calculation in the source and in the destination streams, and, from this, the Commuting Effectiveness Index was created (IEP), in addition, it was used the locational quotient to measure the specialty of municipalities in the various productive sectors. With regard to population and socioeconomic characteristics, there is a disparity between the metropolitan core and the other municipalities surrounding the metropolis. The results point to Feira de Santana as the main point of absorption of workers and students, while São Gonçalo dos Campos is the main loser. With regard to the labor market, most commuters have a job, notably formally contracted and employed in the service sector. In this context, it is necessary to put into practice one of the main justifications for the creation of the RMFS, which is the interaction between municipalities by

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66art5>

2. Mestrando em demografia pelo Programa de Pós-Graduação em Demografia (PPGDEM) da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). *E-mail:* ricardo.monteiro.011@ufrn.edu.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5417141492849263>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-4282-6778>.

3. Professora adjunta do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional e Urbana (PPGERU) da Universidade Regional do Cariri (Urca); e professora do PPGDEM/UFRN. *E-mail:* silvana.queiroz@urca.br. Lattes: <http://lattes.cnpq.br/2868787826636179>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-7295-3212>.

sharing services and reducing the concentration of economic activities, work and study in a single municipality (Feira de Santana).

**Keywords:** commuting; work; study; North East; metropolitan region.

## DESPLAZAMIENTOS POR TRABAJO Y ESTUDIOS EN LA REGIÓN METROPOLITANA DE FEIRA DE SANTANA

Este artículo se propone analizar y comparar las características de los desplazamientos entre los municipios que integran la Región Metropolitana de Feira de Santana (RMFS). Para ello, la principal fuente de información son los microdatos muestrales del Censo Demográfico 2010. Como estrategia metodológica se utilizaron matrices para calcular el movimiento de desplazamiento en los flujos de origen y destino, y a partir de ello se elaboró el Índice de Eficacia del Desplazamiento (IEP), además de utilizar el cociente de ubicación para medir la especialidad de los municipios en los diversos sectores productivos. En cuanto a las características poblacionales y socioeconómicas, existe una disparidad entre el núcleo metropolitano y los demás municipios que rodean la metrópoli. Los resultados apuntan a Feira de Santana como el principal punto de absorción de trabajadores y estudiantes, mientras que São Gonçalo dos Campos es el principal perdedor. En cuanto al mercado laboral, la mayoría de los viajeros tienen un trabajo, especialmente con un contrato laboral y empleados en el sector servicios. En este contexto, es necesario poner en práctica una de las principales justificaciones para la creación de la RMFS, que es la interacción entre municipios compartiendo servicios y reduciendo la concentración de actividades económicas, trabajo y estudio en un solo municipio (Feira de Santana).

**Palabras clave:** desplazamientos; trabajo; estudio; Noreste de Brasil; región metropolitana.

**JEL:** J1; J10; J11; R23.

### 1 INTRODUÇÃO

Os movimentos pendulares são um importante instrumento para entendermos o processo de urbanização e metropolização das cidades, além das suas dinâmicas socioespaciais. Por isso, os deslocamentos intrametropolitanos ganham destaque nos estudos sobre mobilidade, em função de sua relevância social, econômica e regional (Nunes, 2018). Mas, no Brasil, os estudos sobre mobilidade pendular são relativamente recentes, e ainda existem várias vertentes a serem desvendadas em relação a essa dinâmica e no que tange às distintas áreas geográficas do país.

A pendularidade cresce significativamente a partir dos anos de 1970, com a institucionalização de regiões metropolitanas (RMs), em especial no Sudeste, devido aos investimentos concentrados na região (Aranha, 2005). As primeiras RMs brasileiras foram instituídas com a Lei Complementar Federal (LCF) nº 14, de 8 de junho de 1973. Sendo assim, São Paulo, Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Salvador, Curitiba, Belém e Fortaleza foram criadas com o objetivo de promover o planejamento e a prestação de serviços comuns. No ano seguinte, através da LCF nº 20, de 1º de julho de 1974, a RM do Rio de Janeiro foi instituída (Santos, 2017).

Antes da Constituição Federal de 1988 (CF/1988), a administração pública era concentrada no governo federal. Após isso, tornou-se optativo para as Unidades da Federação (UFs) a institucionalização de RMs, descentralizando o processo em relação à administração federal. Posto isso, os estados passaram a ter legitimidade para nomear centros urbanos e/ou cidades limítrofes em RMs (Brasil, 1988).

Nesse contexto, após a CF/1988 até o ano de 2021, foram formadas 23 RMs no interior do Nordeste, muitas vezes criadas sem se adotarem os critérios que caracterizam uma metrópole. No bojo desse processo, em 2011, foi criada a RM de Feira de Santana, área geográfica deste estudo. É importante destacar que existem diversos conceitos para RM, mas, em sua maioria, trata-se de cidades limítrofes que interagem entre si, tendo a metrópole como principal característica o planejamento e a realização de atividades públicas de interesse comum (Santos, 1993). O processo de metropolização acontece devido à centralidade e atratividade de pessoas de uma área (cidade), em volta de um determinado local limitado (demais cidades), que apresenta crescimento, desenvolvimento urbano e populacional. Portanto, a metrópole é a cidade central em relação aos demais municípios no seu entorno (Freitas, 2009).

Por sua vez, a mobilidade pendular é uma das características de uma RM, através da experiência de a pessoa se deslocar, em geral, cinco dias por semana, de um município de residência para outro, com o intuito de trabalhar e/ou estudar, e, ao final do dia, retornar para casa. O percurso de ida e volta de casa para o trabalho e/ou estudo é um dos aspectos importantes das metrópoles, da vida moderna, e afeta o bem-estar das pessoas (Lameira, 2016).

As informações sobre movimentos pendulares têm papel relevante para a análise dos processos de metropolização e expansão urbana. A partir dos anos 2000, esses deslocamentos ocorrem entre distâncias cada vez maiores entre a origem e o destino, indicando o avanço do processo de ocupação do espaço nas aglomerações urbanas (Moura, Castello Branco e Firkowski, 2005), bem como em metrópoles recém-criadas e localizadas no interior do país (Silva, Queiroz e Sampaio, 2021).

O trabalho é o principal responsável pelos deslocamentos pendulares. No maior centro de recepção migratória (interna e internacional) do Brasil, a RM de São Paulo, os deslocamentos ocorrem de forma generalizada, existindo os chamados *municípios industriais*, que, apesar de atraírem uma parcela significativa da população, são também ponto de partida para as pessoas que trabalham em outros municípios da metrópole paulistana (Aranha, 2005).

De acordo com Dias (2018), na Bahia, em 2010, somente uma pequena parcela (6,5%) dos habitantes com 10 anos ou mais trabalhavam ou estudavam fora do município de moradia, sendo que a maioria se deslocava para fins profissionais. Na RM de Salvador, no mesmo ano, a proporção de pessoas que praticavam a

pendularidade para trabalhar e/ou estudar era maior, chegando a 9,5%. Ao analisar o número de trabalhadores pendulares em cada uma das cidades da RM de Salvador, o autor concluiu que, quanto maior o porte populacional do município, mais significativo era o número de pessoas que recorriam à pendularidade.

Por sua vez, o estudo de Silva e Queiroz (2017) indica que, na RM de Salvador, 145.535 pessoas praticavam a pendularidade por motivo de trabalho e estudo, em 2010. Mas, dos treze municípios que fazem parte dessa RM, a mobilidade pendular concentra-se em três – Salvador, Camaçari e Lauro de Freitas –, o que se justificaria pelo alto nível de integração desses municípios periféricos com o núcleo, Salvador, favorecido pelo sistema de transporte nas vias e ferrovias que dão acesso à capital. Além disso, Camaçari concentra atividades de vários segmentos, com destaque para o setor petroquímico, e, quanto a Lauro de Freitas, a escolha está relacionada às melhores condições habitacionais e à sua proximidade geográfica com Salvador.

Assim, o principal objetivo deste estudo é analisar, de maneira comparativa, as características da mobilidade pendular entre os municípios que fazem parte da RM de Feira de Santana, a fim de identificar os que mais atraem ou afastam indivíduos. De fato, já existem estudos sobre diversas regiões do país, inclusive para a RM de Salvador. Porém, pouco se sabe sobre o movimento pendular na RM de Feira de Santana, recentemente criada. Para atingir o propósito do trabalho, faz-se uso, como principal base de informação, dos microdados da amostra do Censo Demográfico 2010, fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e, como indicadores, utilizam-se a matriz pendular, o Índice de Eficácia de Pendularidade (IEP) e o Quociente Locacional (QL).

O texto consta de seis seções, contando com esta introdução. A segunda seção descreve o processo de institucionalização da RM de Feira de Santana. Em seguida, a terceira apresenta as características geográficas, demográficas e socioeconômicas dos municípios que fazem parte dessa RM. A quarta descreve o processo metodológico aplicado para serem atingidos os objetivos propostos. A quinta contempla a discussão dos resultados sobre a análise comparativa da mobilidade pendular entre os municípios da RM de Feira de Santana. Por último, a sexta seção traz as considerações finais do estudo.

## **2 INSTITUCIONALIZAÇÃO DA RM DE FEIRA DE SANTANA**

Na Bahia, estado localizado na região Nordeste do Brasil, existem duas RMs instituídas: a RM de Salvador, determinada pela LCF nº 14/1973, e a RM de Feira de Santana, instituída mais recentemente pela Lei Complementar Estadual (LCE) nº 35/2011, além da Região Administrativa Integrada de Desenvolvimento

(Ride) do Polo Petrolina-PE e Juazeiro-BA, criada em setembro de 2011, através da LCE nº 113/2011.<sup>4</sup>

Como exposto, desde 1988, o processo de institucionalização de RMs passou a ser de competência das UFs, tendo como principal motivo a descentralização da administração pública. Nesse sentido, as primeiras discussões para a criação da RM de Feira de Santana tiveram início nos anos de 1990, por intermédio do deputado estadual Colbert Martins Filho, na época vinculado ao Partido do Movimento Democrático Brasileiro (PMDB), que, por meio do Projeto de Lei Complementar (PLC) nº 35/1994, fez a primeira tentativa de instituí-la. No entanto, o referido PL foi rejeitado, tendo como justificativa a falta de dados técnicos para embasar a instituição de uma nova RM. Com isso, o projeto teve sua proposta reaberta e arquivada por diversas vezes. Contudo, o mesmo deputado estadual, em 2009, retornou com o debate para a criação da RM de Feira de Santana (Santos, 2017).

Todavia, somente em abril de 2011, aconteceu de fato a retomada da discussão para a criação da RM de Feira de Santana. O resgate da proposta ocorreu em uma sessão especial, sob o requerimento nº 17/2011, e, em seguida, no dia 14 de junho de 2011, a proposição MGS/4.677/2011 foi encaminhada para a Assembleia Legislativa da Bahia (Alba), com o anexo do PLC que requisitava a instituição da RM de Feira de Santana (Bahia, 2011a).

Em 16 de junho de 2011, logo na primeira sessão ordinária itinerante da Alba, realizada em Feira de Santana, o PLC nº 106 foi votado e aprovado com a grande maioria dos votos. Após isso, passou a ser denominado de LCE nº 35, de 6 de julho de 2011. Assim, a RM de Feira de Santana foi instituída (Santos, 2017).

A LCE nº 35/2011, além de instituir a RM de Feira de Santana, cria o Conselho de Desenvolvimento da RM de Feira de Santana, que, de acordo com o art. 4º,

é um órgão de caráter normativo, consultivo, deliberativo e de planejamento, composto por um representante de cada município que a integra, por igual número de representantes do Poder Executivo Estadual e por representantes da sociedade civil, nos termos definidos em regulamento (Bahia, 2011b).

Segundo a proposta inicial, a RM de Feira de Santana seria formada por quinze municípios que a ela queriam pertencer, por *status* ou pela possibilidade de acesso a investimentos dos governos federal e estadual. Mas, após o projeto passar pelo crivo dos parlamentares baianos, ficou limitado a seis municípios: Feira de Santana (metrópole), Amélia Rodrigues, Conceição da Feira, Conceição do Jacuípe, São Gonçalo dos Campos e Tanquinho. Os critérios para instituir a RM de Feira de Santana foram basicamente os seguintes: os municípios precisavam ser limítrofes; ter uma taxa de urbanização de pelo menos 50%; ter fluxo comercial e de pessoas

---

4. Fórum Nacional de Entidades Metropolitanas (FNEM). Disponível em: <http://fnembrasil.org/ba/>. Acesso em: 22 abr. 2020.

com a metrópole; e somar 4% ou mais do produto interno bruto (PIB) do estado (Silva, 2014).

Para Silva Filho (2009), a criação da RM de Feira de Santana proporciona aumento no orçamento e acesso a recursos federais e estaduais, além de racionalizar a administração. Isso traria grandes vantagens para a população, pois, com o trabalho de gestões em conjunto e com mais verbas, os municípios poderiam desenvolver diversos projetos na área de segurança, como a implantação de uma guarda municipal; no setor de transporte público, agilizariam a integração de uma nova frota de veículos; na economia, estimulariam a implantação de projetos agropecuários, industriais e de serviços; na educação, impulsionariam uma melhor qualidade de ensino e a revisão na remuneração dos professores; na saúde, ensejariam a construção de hospitais e postos de saúde; e o setor de telecomunicações seria beneficiado com internet banda larga e redução de tarifas entre os municípios.

A principal justificativa para a criação da RM de Feira de Santana foi o desenvolvimento de políticas públicas capazes de possibilitar a desconcentração administrativa urbana e incentivar o crescimento socioeconômico dos municípios, como consta no art. 2º do PLC nº 35/2011: “[buscar a] promoção do desenvolvimento socioeconômico integrado, equilibrado e sustentável no âmbito metropolitano e a redução das desigualdades entre os municípios que a compõem” (Bahia, 2011b).

Devido às suas características, que serão apresentadas em detalhes na próxima seção, Feira de Santana foi confirmada como metrópole, pois, entre os municípios da RM de Feira de Santana, é considerada um polo regional. Tal caracterização está associada à importância socioeconômica e política que o município possui em relação aos demais que compõem a metrópole. Feira de Santana apresenta uma economia baseada em atividades industriais, comerciais e de serviços, além de ter destaque populacional, por ser o maior município do interior do Nordeste. Com isso, exerce influência nos municípios no seu entorno, através de instituições de ensino, saúde e lazer, que contribuem para a existência de um considerável fluxo de pessoas (Silva, 2014), conforme constatado nos resultados deste estudo, por meio da matriz pendular e de outros indicadores.

No entender de Lopes (2017), ao instituir a RM de Feira de Santana, o governo da Bahia reconheceu a importância da região para a promoção do desenvolvimento socioeconômico no interior do estado. É fato que Feira de Santana interage economicamente com os demais municípios que integram a RM de Feira de Santana, porém parece mais uma fornecedora de serviços do que um município-sede de uma RM.

A busca pelo desenvolvimento de uma RM é contínua. Por isso, em março de 2020, o então governador do estado da Bahia, Rui Costa, se encontrou em Feira de Santana com os prefeitos da RM de Feira de Santana para debates sobre

o fortalecimento da região. O governador destacou que os líderes políticos sabem da importância de trabalhar coletivamente políticas públicas, e isso gera diversas vantagens para a população. Segundo Rui Costa, a grande vantagem de uma RM é poder dispor de recursos para ações deliberadas e planejadas (Governador..., 2020).

### 3 CARACTERÍSTICAS GEOGRÁFICAS, DEMOGRÁFICAS E SOCIOECONÔMICAS DOS MUNICÍPIOS DA RM DE FEIRA DE SANTANA

No tocante às características geográficas e demográficas, a RM de Feira de Santana ocupa uma área de 2.298,84 km<sup>2</sup> e tem grau de urbanização de 87,51%, além de uma densidade demográfica de 181,64 hab./km<sup>2</sup> (tabela 1; informações referentes ao ano de 2010). Na RM de Feira de Santana, o município de Feira de Santana, até por ser o núcleo da metrópole, destaca-se em praticamente todas as características. No quesito territorial, ocupa uma área de 1.304,43 km<sup>2</sup>, detendo 56,74% de todo o território metropolitano, enquanto o município com menor extensão é Conceição do Jacuípe, com 117,53 km<sup>2</sup>, representando apenas 5,11% da área territorial da RM de Feira de Santana.

Em se tratando da urbanização, Feira de Santana apresenta grau de 91,73%, enquanto São Gonçalo dos Campos é um município mais rural do que urbano, tendo grau de urbanização de apenas 49,59% e destoando de uma das características de uma metrópole – ser um município urbano. Em relação à densidade demográfica, com 416,03 hab./km<sup>2</sup>, Feira de Santana lidera, enquanto Tanquinho está em posição oposta, com densidade bastante inferior (36,43 hab./km<sup>2</sup>).

TABELA 1  
Características territoriais e de urbanização dos municípios da RM de Feira de Santana (2010)

Municípios	Área territorial (km <sup>2</sup> )	Território (%)	População Censo 2010	Populacional (%)	Grau de urbanização (%) <sup>1</sup>	Densidade demográfica Censo 2010 (hab./km <sup>2</sup> )
Feira de Santana	1.304,43	56,74	556.642	82,63	91,73	416,03
Amélia Rodrigues	173,48	7,55	25.190	3,74	79,23	145,20
Conceição da Feira	164,80	7,17	20.391	3,03	64,43	125,19
Conceição do Jacuípe	117,53	5,11	30.123	4,47	78,14	256,30
São Gonçalo dos Campos	294,77	12,82	33.283	4,94	49,59	110,67
Tanquinho	243,84	10,61	8.008	1,19	71,32	36,43
RM de Feira de Santana	2.298,84	100,00	673.637	100,00	87,51	181,64

Fonte: IBGE (2010).

Nota: <sup>1</sup> Atlas Brasil 2010. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/>. Acesso em: 30 abr. 2020.

Em termos populacionais, a RM de Feira de Santana, em 2010, conta com 673.637 habitantes. O núcleo metropolitano, Feira de Santana, sozinho, detém 82,63% da população, seguido de longe por São Gonçalo dos Campos (4,94%) e Conceição do Jacuípe (4,47%). Com menos de 4% da população, aparecem Amélia Rodrigues (3,74%), Conceição da Feira (3,03%) e Tanquinho (1,19%).

Em relação aos indicadores demográficos, de acordo com a tabela 2, a RM de Feira de Santana apresenta Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM)<sup>5</sup> médio (0,650), e, quando comparado aos pesos (renda, longevidade e educação), o índice de longevidade se destaca, sendo considerado alto; o da educação, no entanto, é baixo. Alguns municípios apresentam dados similares à média da RM de Feira de Santana, com destaque para Feira de Santana e Amélia Rodrigues, que mostram dados de longevidade considerados muito altos. Por outro lado, Tanquinho, no quesito educação, tem índice considerado muito baixo. Feira de Santana apresenta o melhor IDHM na metrópole que integra, e, no nível estadual, está entre os melhores municípios da Bahia. Além disso, Tanquinho é o município com IDHM mais modesto, e está entre as últimas posições na Bahia e no país.<sup>6</sup>

TABELA 2

**Características demográficas (IDHM) e socioeconômicas dos municípios da RM de Feira de Santana (2010)**

Municípios	IDHM	IDHM renda	IDHM longevidade	IDHM educação	Renda per capita	Ranking estadual	Ranking nacional
Feira de Santana	0,712	0,710	0,820	0,619	662,24	5	1.546
Amélia Rodrigues	0,666	0,609	0,810	0,600	354,66	30	2.759
Conceição da Feira	0,634	0,606	0,766	0,548	348,39	58	3.407
Conceição do Jacuípe	0,663	0,630	0,799	0,579	403,18	35	2.828
São Gonçalo dos Campos	0,627	0,636	0,752	0,516	419,27	70	3.534
Tanquinho	0,597	0,567	0,768	0,488	273,12	169	4.215
RM de Feira de Santana	0,650	0,626	0,786	0,558	410,14	-	-

Fontes: IBGE (2010) e Atlas Brasil 2010 (disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/>; acesso em: 30 abr. 2020).

No tocante às características econômicas dos municípios da RM de Feira de Santana, os resultados da tabela 3 ratificam os resultados do IDHM. O PIB<sup>7</sup> da RM de Feira de Santana apresenta papel relevante na Bahia, pois, de acordo com

5. O IDHM agrega três dimensões, representadas por saúde, educação e renda. Varia de 0 a 1 – quanto mais próximo de 1, maior é o desenvolvimento humano. O Ipea classifica IDHM em: muito baixo ( $0 < \text{IDHM} < 0,499$ ); baixo IDHM ( $0,500 < \text{IDHM} < 0,599$ ); médio ( $0,600 < \text{IDHM} < 0,699$ ); alto ( $0,700 < \text{IDHM} < 0,799$ ); e muito alto ( $\text{IDHM} > 0,799$ ). Para mais informações, ver Atlas Brasil 2010: <http://www.atlasbrasil.org.br/acervo/atlas>.

6. Disponível em: <https://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/idh0/rankings/idhm-municipios-2010.html>. Acesso em: 30 abr. 2020.

7. O PIB é a soma de todos os bens e serviços finais produzidos por um país, estado ou município, geralmente em um ano. Os países calculam o PIB nas suas respectivas moedas (IBGE, 2010).

o IBGE, os seis municípios que compõem essa RM concentram 5,3% do PIB estadual e têm como principais itens os setores de serviços e comércio.

**TABELA 3**  
**Características econômicas dos municípios da RM de Feira de Santana (2010)**  
(Em R\$ 1 milhão)

Municípios	PIB agropecuário		PIB da indústria		PIB de serviços <sup>1</sup> e comércio		PIB total	
	Valores absolutos	%	Valores absolutos	%	Valores absolutos	%	Valores absolutos	%
Feira de Santana	48,94	36,93	1.524,07	75,38	4.477,41	89,68	<b>6.050,42</b>	<b>84,66</b>
Amélia Rodrigues	18,25	13,77	19,85	0,98	100,92	2,02	<b>139,02</b>	<b>1,95</b>
Conceição da Feira	16,17	12,2	10,31	0,51	61,27	1,23	<b>87,75</b>	<b>1,23</b>
Conceição do Jacuípe	24,74	18,67	397,35	19,65	212,38	4,25	<b>634,47</b>	<b>8,88</b>
São Gonçalo dos Campos	21,24	16,03	67,77	3,35	115,95	2,32	<b>204,96</b>	<b>2,87</b>
Tanquinho	3,17	2,39	2,42	0,12	24,49	0,49	<b>30,08</b>	<b>0,42</b>
RM de Feira de Santana	132,51	100,00	2.021,77	100,00	4.992,42	100,00	<b>7.146,70</b>	<b>100,00</b>

Fonte: SEI/IBGE (2010).

Nota: <sup>1</sup> Inclui administração pública.

Feira de Santana, sozinha, é responsável por 84,66% do PIB da RM de Feira de Santana (tabela 3). O município é o segundo maior centro urbano da Bahia, o maior do interior do Norte-Nordeste e um dos mais importantes do país. O setor de serviços e comércio (varejista) é o ponto forte da economia. A indústria também apresenta papel relevante, dado que o município sedia o Centro Industrial do Subaé (CIS), distribuído em dois grandes polos industriais – CIS Tomba e BR-324 –, e contará com o CIS Norte, além de possuir várias fábricas com produções diversificadas. A agricultura tem menor participação na economia; mesmo assim, destaca-se a criação de bovinos, asininos, equinos e coelhos. Feira de Santana também é uma grande produtora de frangos, ovos e leite.<sup>8</sup>

Ainda podemos observar que, em relação ao PIB, com 8,88%, Conceição do Jacuípe é outro município importante da RM de Feira de Santana. Destaca-se principalmente pelo setor industrial, com participação de 19,65% do PIB, seguido pelo PIB agropecuário (18,67%). Por outro lado, Amélia Rodrigues, Conceição da Feira, São Gonçalo dos Campos e Tanquinho apresentam pouca relevância no PIB, pois, juntos, concentram menos de 7%. Como um dos objetivos de instituir uma RM é o desenvolvimento de políticas públicas e o incentivo ao crescimento socioeconômico de todos os municípios que fazem parte de uma metrópole, eles

8. Associação Comercial de Feira de Santana. Disponível em: <http://www.acefs.com.br/feira-de-santana/>. Acesso em: 31 maio 2020.

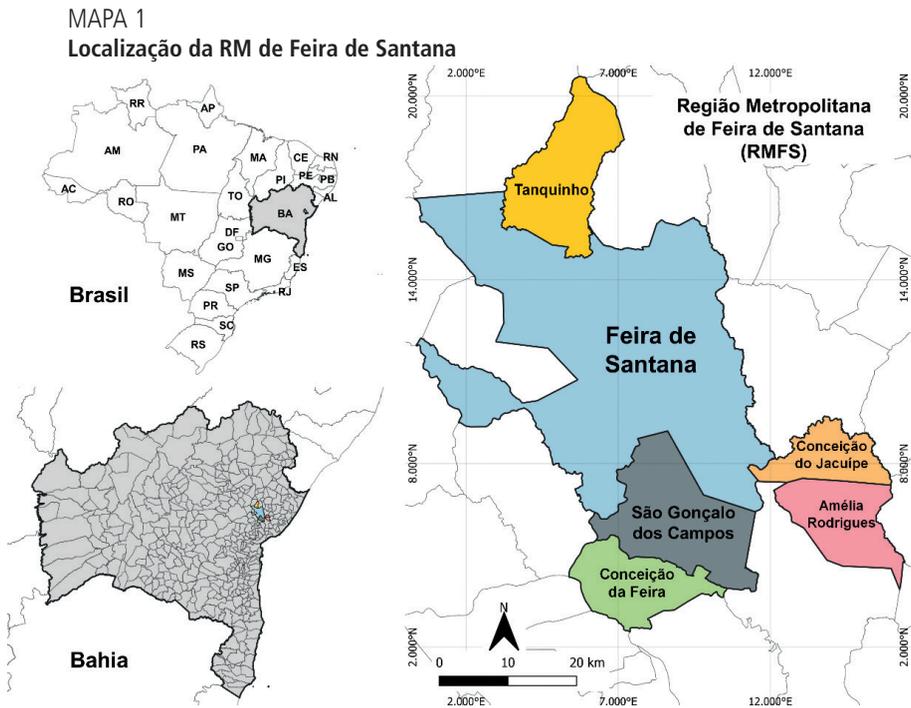
têm uma excelente oportunidade para melhorar os seus indicadores, juntando-se a Feira de Santana e Conceição do Jacuípe, a partir de uma gestão compartilhada.

Portanto, ao analisarmos brevemente algumas características (geográficas, demográficas e socioeconômicas) dos seis municípios que integram a RM de Feira de Santana, observamos grande disparidade entre Feira de Santana e os demais, principalmente Tanquinho, que está no extremo em termos de relevância. Portanto, constata-se que os municípios da RM de Feira de Santana são marcadamente dependentes do núcleo metropolitano na economia, na educação, na saúde e no lazer, característica que poderá ter relação com a dinâmica pendular entre os seis municípios da RM de Feira de Santana, ou melhor, entre a atração ou a perda de pessoas.

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 Área geográfica de estudo

A RM de Feira de Santana é formada por seis municípios (Amélia Rodrigues, Conceição da Feira, Conceição do Jacuípe, Feira de Santana, São Gonçalo dos Campos e Tanquinho), conforme mostra o mapa 1.



## 4.2 Fonte de dados

Para atingir o propósito deste trabalho, a principal base de informação são os microdados da amostra do Censo Demográfico 2010, fornecidos pelo IBGE.

## 4.3 Definições adotadas no estudo

- *Mobilidade pendular*: mobilidade de indivíduo (natural ou não natural) da RM de Feira de Santana, com 10 anos ou mais de idade, que reside em um município e trabalha e/ou estuda em outro município da mesma área metropolitana.
- *núcleo/metrópole*: corresponde ao município de Feira de Santana.
- *entorno metropolitano*: municípios da RM de Feira de Santana, exclusivamente o núcleo da metrópole.
- *núcleo-entorno*: deslocamento diário do núcleo em direção aos municípios localizados no entorno da metrópole.
- *entorno-metrópole*: deslocamento diário dos municípios do entorno metropolitano em direção ao núcleo.
- *entorno-entorno*: deslocamento diário entre os municípios do entorno metropolitano.

Para o cálculo do volume de pessoas que praticam a pendularidade na RM de Feira de Santana, este trabalho utiliza a matriz pendular, uma adaptação da matriz migratória. Na visão de Dagnino e D'Antona (2016), é uma tabela de dupla entrada, mostrando os locais de origem, alocados na primeira coluna, e os de destino, dispostos na primeira linha. É uma ferramenta reconhecida por estudiosos e pesquisadores da temática, bastante útil para a apresentação de dados e para o cálculo dos fluxos de origem e destino. No nível regional, por exemplo, Silva e Queiroz utilizaram essa metodologia em seus estudos sobre mobilidade pendular na RM de Salvador em 2017, e em um estudo para a RM do Recife em 2018, assim como Deschamps e Cintra (2008), em seu estudo sobre mobilidade pendular para trabalho na RM de Curitiba. Portanto, diferentemente dos outros estudos, faz-se uso desta metodologia para uma metrópole localizada no interior do Nordeste, no estado da Bahia. Com isso, foram elaboradas matrizes com os seis municípios que fazem parte da RM de Feira de Santana, sumarizadas da seguinte forma.

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1j} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{j1} & \cdots & a_{jj} \end{bmatrix} \quad (1)$$

em que  $A = a_{ij}$  = saída do município  $i$  para o município  $j$ ;

$\sum_{j=1}^6 a_{1j}$ : total de pessoas que saem diariamente do município 1 para os demais municípios da RM de Feira de Santana;

$\sum_{j=1}^6 a_{j1}$ : total de pessoas que chegam diariamente dos demais municípios da RM de Feira de Santana para o município 1; e

$$a_{11} = a_{22} = a_{33} = \dots = a_{jj} = 0.$$

Outra ferramenta usada é o IEP, um ajuste do Índice de Eficácia Migratória (IEM). Para Cunha (2015), esse instrumento consegue mostrar a estabilidade ou instabilidade da dinâmica migratória, e ajuda a analisar a redistribuição populacional de uma determinada região. Frey e Dota (2013) usaram essa metodologia em seu estudo sobre mobilidade espacial da população na RM de Campinas. O IEP é calculado da seguinte forma:

$$IEP = \frac{(E-S)}{(E+S)} \quad (2)$$

em que:

- $E$  representa o número de pessoas que entram diariamente no município para estudar e/ou trabalhar; e
- $S$  representa o número de pessoas que saem diariamente do município para estudar e/ou trabalhar.

O IEP varia entre -1 e 1. Quanto mais próximo de 1, maior a capacidade de absorção de estudantes e trabalhadores do município; e quanto mais o valor se aproxima de -1, maior a evasão de pessoas. Valores próximos a 0 indicam rotatividade migratória, ou seja, áreas que apresentam fluxos semelhantes de entrada e saída de pessoas. Conforme realizado por Tavares (2016), também iremos subdividir o IEP em sete grupos, de acordo com a potencialidade de absorção ou evasão de trabalhadores e estudantes pendulares (quadro 1).

QUADRO 1  
Classificação do IEP

Classes do IEP	Classificação do IEP
-0,51 a -1,00	Área de forte evasão pendular
-0,30 a -0,50	Área de média evasão pendular
-0,10 a -0,29	Área de baixa evasão pendular
0,09 a -0,09	Área de rotatividade pendular
0,10 a 0,29	Área de baixa absorção pendular
0,30 a 0,50	Área de média absorção pendular
0,51 a 1,00	Área de forte absorção pendular

Elaboração dos autores.

O QL, segundo Paiva e Rocha (2021), é um indicador que mede a especialização produtiva e mostra qual território é mais dedicado a determinada atividade econômica. Através dele será medido o emprego formal nos grandes setores de atividades econômicas (indústria, construção civil, comércio, serviços e agropecuária) na RM de Feira de Santana – de modo similar ao que fizeram Lima e Esperidião (2014) quando aplicaram essa metodologia no estudo sobre as regiões brasileiras entre 1991 e 2010 –, além do setor educacional (ensino), conforme utilizado por Tavares e Oliveira (2016). O QL é calculado a partir dos dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), apresentado através da seguinte fórmula:

$$QL_{ij} = \frac{E_{ij} / \sum_j E_{ij}}{\sum_i E_{ij} / \sum_i \sum_j E_{ij}} \quad (3)$$

em que:

- $E_{ij}$  – ocupado/estuda no setor  $i$ , na região  $j$ ;
- $\sum_j E_{ij}$  – ocupado/estuda no setor  $i$ ;
- $\sum_i E_{ij}$  – ocupado/estuda na região  $j$ ; e
- $\sum_i \sum_j E_{ij}$  – ocupado/estuda em todos os setores e em todas as regiões.

Classificação e interpretação do QL:

- $QL \geq 1$  – setor especializado, indica localização significativa;
- $0,50 \leq QL \leq 0,99$  – setor não especializado, indica localização média; e
- $QL \leq 0,49$  – setor não especializado, indica localização fraca.

Ademais, fez-se uso de algumas variáveis sobre o mercado de trabalho, como o percentual de trabalhadores pendulares, bem como a posição na ocupação no município de destino (1 – empregado com carteira de trabalho assinada; 2 – militar do Exército, Marinha, Aeronáutica, Polícia Militar ou Corpo de Bombeiros; 3 – empregado pelo regime jurídico dos servidores públicos; 4 – empregado sem carteira de trabalho; 5 – conta própria; 6 – empregador; 7 – não remunerado).

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 5.1 Pendularidade na RM de Feira de Santana

Esta seção analisa e compara os deslocamentos rotineiros (casa ↔ trabalho e casa ↔ estudo) na RM de Feira de Santana – os deslocamentos pendulares –, inicialmente através de matrizes pendulares, indicando os municípios mais atrativos e os menos atrativos dessa metrópole. A matriz 1 aponta que, em 2010, 8.116 pessoas praticam movimentos pendulares por motivos de trabalho e/ou estudo na RM de Feira de Santana.

Seguimos o mesmo raciocínio realizado por Dias (2018), o qual mostra que, na Bahia e na RM de Salvador, 6,5% e 9,5%, respectivamente, de suas populações acima de 10 anos de idade trabalhavam e estudavam fora do município de residência. No caso da RM de Feira de Santana, esse índice é menor, pois somente 1,2% dos habitantes praticam pendularidade por motivo de trabalho e estudo.

Assim, esse resultado refuta uma das principais características para uma área ser tipificada como RM, que seria uma elevada pendularidade entre os municípios que integram a metrópole.

TABELA 4

**Matriz 1: mobilidade pendular por motivo de trabalho e estudo – RM de Feira de Santana (2010)**

	Município de trabalho e estudo						Total de saídas
	Amélia Rodrigues	Conceição da Feira	Conceição do Jacuípe	Feira de Santana	São Gonçalo dos Campos	Tanquinho	
Município de residência							
Amélia Rodrigues	0	9	368	1.374	0	0	<b>1.751</b>
Conceição da Feira	10	0	6	540	128	0	<b>684</b>
Conceição do Jacuípe	163	23	0	1.055	0	0	<b>1.241</b>
Feira de Santana	166	186	216	0	405	106	<b>1.079</b>
São Gonçalo dos Campos	0	163	0	2.765	0	0	<b>2.928</b>
Tanquinho	0	0	0	430	3	0	<b>433</b>
<b>Total de chegadas</b>	<b>339</b>	<b>381</b>	<b>590</b>	<b>6.164</b>	<b>536</b>	<b>106</b>	<b>8.116</b>
Saldo pendular	-1.412	-303	-651	5.085	-2.392	-327	<b>0</b>

Fonte: IBGE (2010).  
Elaboração dos autores.

Ademais, o núcleo metropolitano, Feira de Santana, sozinho, recebeu 6.164 indivíduos, o equivalente a 76% de todo o fluxo pendular da RM de Feira de Santana. Eram procedentes principalmente de São Gonçalo dos Campos (2.765), Amélia Rodrigues (1.374) e Conceição do Jacuípe (1.055), o que tipifica o município como principal receptor de pendulares no interior da Bahia. Isso, em parte, deve-se a Feira de Santana ser área de influência, possuir grandes indústrias, além de ser polo atrativo de instituições de ensino (superior, médio e infantil), dispor de áreas de lazer e diversos equipamentos de saúde. Em relação às saídas, 1.079 pessoas deixam Feira de Santana diariamente em direção a São Gonçalo dos Campos (405), Conceição do Jacuípe (216), Conceição da Feira (186), Amélia Rodrigues (166) e Tanquinho (106). Com isso, Feira de Santana é o único município com saldo pendular positivo (5.085).

Como exposto, em 2011, a justificativa para a criação da RM de Feira de Santana foi promover a descentralização da administração urbana, concentração populacional,

incentivar o crescimento socioeconômico equitativo e, com isso, diminuir as desigualdades entre os municípios que a compõem, conforme ratificado pelos indicadores demográficos e socioeconômicos analisados neste estudo. Portanto, somente com o Censo Demográfico 2022 será possível verificar se, após onze anos de sua criação, o movimento pendular ainda permanece concentrado no município de Feira de Santana, em função da concentração dos equipamentos de saúde, comércio, serviços e, principalmente, de possibilidades de trabalho e estudo, conforme apontam os resultados nas matrizes 1, 2 e 3.

Ainda que distante, em termos de atratividade, quando comparado a Feira de Santana, Conceição do Jacuípe é o segundo município, recebendo diariamente 590 pessoas (7,3%), vindas principalmente de Amélia Rodrigues (368) e Feira de Santana (216). Isso, possivelmente, está ligado às suas atividades econômicas, pois o município detém o segundo maior PIB (8,8%) da RM de Feira de Santana, conforme a tabela 3. Por outro lado, 1.241 pessoas deixam o município, principalmente em direção a Feira de Santana (1.055), Amélia Rodrigues (163) e Conceição da Feira (230), implicando um saldo pendular negativo de 651 pessoas. Por sua vez, São Gonçalo dos Campos é o município que mais perde pessoas na RM de Feira de Santana, ficando com o maior saldo pendular negativo: -2.392 pessoas.

Ojima, Pereira e Silva (2008) apontam que os lugares cujos habitantes saem para trabalhar e/ou estudar em outras localidades e voltam apenas para dormir são características de uma cidade-dormitório. Sidrim (2018), em seu estudo sobre pendularidade e inserção ocupacional nas RMs de Fortaleza, Recife e Salvador, classificou Caucaia-CE como uma cidade-dormitório, devido ao município ser um grande emissor do fluxo pendular, porque possui grande quantidade de conjuntos habitacionais (que incentivam o crescimento urbano), está localizado próximo da metrópole Fortaleza, tem fácil acesso aos demais municípios, mas poucas oportunidades de trabalho e de estudo. Diante disso, por apresentar um volume acentuado de saídas, indicando que as atividades de trabalho e estudo são realizadas fora dele, por estar próximo à metrópole Feira de Santana e ter fácil acesso aos demais municípios da RM, São Gonçalo dos Campos apresenta características de cidade-dormitório, o que fortalece a pendularidade com a metrópole.

Com relação aos deslocamentos pendulares apenas por motivo de trabalho, a matriz 2 indica que 5.414 pessoas, ou 66,7% do fluxo pendular total da RM de Feira de Santana, deslocam-se para trabalhar. Desse total, Feira de Santana recebe um volume de 3.995 (73,8%) pessoas, e perde somente 946, o que lhe proporciona um saldo pendular positivo de 3.049 trabalhadores. A grande atratividade de Feira de Santana, por motivo de trabalho, deve-se à concentração industrial, além de o município possuir setores de comércio e serviços bastante dinâmicos, responsáveis pela maior parte do PIB da metrópole.

Contudo, os demais municípios da RM de Feira de Santana apresentam saldo negativo por motivo de trabalho (matriz 2). Nesse sentido, em 2010, São Gonçalo dos Campos detém um saldo pendular negativo de -1.249 trabalhadores. Amélia Rodrigues fica com um saldo negativo de -896 pessoas, sendo o segundo município que mais perde indivíduos por motivo de trabalho. Tanquinho ostenta saldo negativo de -306 trabalhadores. Por sua vez, Conceição da Feira apresenta um saldo negativo de -301 trabalhadores. Por último, Conceição do Jacuípe tem saldo negativo de -297 trabalhadores.

TABELA 5

**Matriz 2: mobilidade pendular por motivo de trabalho – RM de Feira de Santana (2010)**

		Município de trabalho						Total de saídas
		Amélia Rodrigues	Conceição da Feira	Conceição do Jacuípe	Feira de Santana	São Gonçalo dos Campos	Tanquinho	
Município de residência	Amélia Rodrigues	0	9	161	945	0	0	<b>1.115</b>
	Conceição da Feira	10	0	6	435	120	0	<b>571</b>
	Conceição do Jacuípe	67	15	0	598	0	0	<b>680</b>
	Feira de Santana	142	164	216	0	405	19	<b>946</b>
	São Gonçalo dos Campos	0	82	0	1.695	0	0	<b>1.777</b>
	Tanquinho	0	0	0	322	3	0	<b>325</b>
	<b>Total de chegadas</b>	<b>219</b>	<b>270</b>	<b>383</b>	<b>3.995</b>	<b>528</b>	<b>19</b>	<b>5.414</b>
	Saldo pendular	-896	-301	-297	3.049	-1.249	-306	<b>0</b>

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?=&t=downloads>.

Elaboração dos autores.

Anjos e Santos (2017), em seu estudo sobre a dinâmica industrial, justificam que a atividade industrial ocupa um papel importante na alteração do espaço urbano e no desenvolvimento da cidade, implicando profundas alterações na divisão social, territorial e técnica do trabalho. Sendo assim, o desenvolvimento industrial de Feira de Santana, provavelmente, é uma das principais razões para a atração de pendulares por motivo de trabalho.

Com respeito à distribuição relativa dos indivíduos que praticam a pendularidade por motivo de trabalho na RM de Feira de Santana, a matriz 3 mostra que, do total de trabalhadores (5.414), 96,3% possuem um trabalho, enquanto 3,7% possuem dois ou mais. No que tange às saídas, São Gonçalo dos Campos é o principal emissor de trabalhadores, sendo responsável por 33% daqueles que pendulam (entre os quais 32,5% têm um trabalho e 0,5%, dois), concentrados em Feira de Santana. No tocante às chegadas, Feira de Santana recebe 74,1% dos trabalhadores; desse total, 72,2% têm um trabalho e 1,9%, dois, sendo oriundos principalmente de São Gonçalo dos Campos.

No que concerne à posição na ocupação dos pendulares no mercado de trabalho na RM de Feira de Santana, a tabela 7 mostra que 66,9% possuem carteira de trabalho assinada e 18,5% não têm. No que respeita aos trabalhadores por conta própria, 8,8% deles estão nessa posição. Carneiro *et al.* (2016) indicam que o trabalho informal em Feira de Santana é de grande significância, tendo destaque na movimentação da economia local, mas também é fator determinante para o incentivo à cultura da feira livre e para o rearranjo espacial. Os autores indicam que os trabalhadores nessa situação fazem parte de uma camada da população que executa atividades com baixa remuneração, sendo necessários os benefícios de transferência de renda para ajudá-los a não passar por dificuldades.

TABELA 6

**Matriz 3: distribuição relativa dos postos de trabalho a partir da mobilidade pendular – RM de Feira de Santana (2010)**

Município de residência	Município de trabalho												Total de saídas	
	Amélia Rodrigues		Conceição da Feira		Conceição do Jacuípe		Feira de Santana		São Gonçalo dos Campos		Tanquinho			
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
Amélia Rodrigues	0	0	0,2	0	2,8	0,2	17,0	0,6	0	0	0	0	19,9	0,8
Conceição da Feira	0,2	0	0	0	0,1	0	8,1	0	2,2	0	0	0	10,6	0,0
Con. do Jacuípe	1,2	0	0,3	0	0	0	10,4	0,7	0	0	0	0	11,9	0,7
Feira de Santana	2,3	0,4	2,7	0,3	3,1	0,9	0	0	7,0	0	0,4	0	15,5	1,6
São Gonçalo dos Campos	0	0	1,5	0	0	0	31,0	0,5	0	0	0	0	32,5	0,5
Tanquinho	0	0	0	0	0	0	5,8	0,1	0,1	0	0	0	5,9	0,1
<b>Total de chegadas</b>	<b>3,7</b>	<b>0,4</b>	<b>4,7</b>	<b>0,3</b>	<b>6,0</b>	<b>1,1</b>	<b>72,2</b>	<b>1,9</b>	<b>9,3</b>	<b>0</b>	<b>0,4</b>	<b>0</b>	<b>96,3</b>	<b>3,7</b>

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?=&t=downloads>.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1 – um emprego; 2 – dois ou mais empregos.

Segundo Teles (2014), o comércio informal em Feira de Santana é composto principalmente por homens, e se constitui em um espaço com investimento de capital reduzido. Assim, há uma maior inserção no mercado de trabalho precário, integrando uma das características do circuito inferior da teoria dos dois circuitos da economia urbana.

Para Serpa e Porto (2007), com base em *O espaço dividido: os dois circuitos da economia urbana dos países subdesenvolvidos*, de Milton Santos (1979), a economia urbana poder ser vista a partir de dois subsistemas, o circuito superior (CS) e o inferior (CI), sendo o segundo caracterizado por trabalho intensivo, fundamental para o entendimento da economia das pequenas e médias cidades.

Quanto à disposição entre os municípios, Feira de Santana concentra 74,2% da inserção ocupacional dos pendulares, com destaque para aqueles com carteira assinada (69,6%), seguidos daqueles sem carteira de trabalho (18,2%), além de 8,8% que atuam por conta própria.

Por seu turno, São Gonçalo dos Campos detém 9,3% dos indivíduos que se deslocam por motivos de trabalho, dos quais 76,7% possuem carteira de trabalho assinada; sem carteira assinada e conta própria somam 14,7%. Outro município a ter certa significância é Conceição do Jacuípe, pois concentra 7,1% dos trabalhadores que pendulam. Desse total, 46,4% estão com carteira assinada e 36,9% não estão, percentual bastante elevado.

Conceição da Feira detém 5% dos indivíduos que pendulam, entre os quais quase metade (49,8%) possui carteira assinada, enquanto 14,6% não têm. Ademais, o município apresenta maior percentual de trabalhadores por conta própria (24,8%) quando comparado aos demais da RM. Amélia Rodrigues atrai 4,1% dos pendulares, e destes, 57,7% possuem carteira assinada e 9,6% não têm; além disso, 15,8% estão na condição de empregadores. Por fim, é interessante destacar que Tanquinho possui menos pendulares, apenas 0,4%, porém todos ocupados, com carteira assinada.

TABELA 7

**Distribuição relativa segundo posição na ocupação do trabalhador pendular – RM de Feira de Santana (2010)**

Município de trabalho	RM de Feira de Santana								
	Nesse trabalho era							Abs.	%
	1	2	3	4	5	6	7		
Amélia Rodrigues	57,7	0	13,3	3,6	9,6	15,8	0	219	4,1
Conceição da Feira	49,8	0	10,8	14,6	24,8	0	0	269	5,0
Conceição do Jacuípe	46,4	5,8	6,0	36,9	4,9	0	0	383	7,1
Feira de Santana	69,6	0	1,1	18,2	8,8	1,4	0,8	3.992	74,2
São Gonçalo dos Campos	76,7	0	8,5	11,5	3,2	0	0	501	9,3
Tanquinho	0	0	0	100,0	0	0	0	19	0,4
<b>Total de chegadas</b>	<b>66,9</b>	<b>0,4</b>	<b>3,1</b>	<b>18,5</b>	<b>8,8</b>	<b>1,7</b>	<b>0,6</b>	<b>5.383</b>	<b>100</b>

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?=&t=downloads>.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1 – empregado com carteira de trabalho assinada; 2 – militar do Exército, Marinha, Aeronáutica, Polícia Militar ou Corpo de Bombeiros; 3 – empregado pelo regime jurídico dos funcionários públicos; 4 – empregado sem carteira de trabalho; 5 – conta própria; 6 – empregador; 7 – não remunerado.

Portanto, em termos percentuais, o município da RM de Feira de Santana que mais atrai trabalhadores com carteira assinada é São Gonçalo dos Campos. Em relação àqueles que estão na condição de funcionários públicos, Amélia Rodrigues e Conceição da Feira são os mais atrativos. No quesito “sem carteira

assinada”, Tanquinho se destaca. Por sua vez, Conceição da Feira se sobressai em relação aos que atuam por conta própria, seguido de longe por Amélia Rodrigues e Feira de Santana. Por fim, Amélia Rodrigues concentra a atração de pendulares como empregadores.

No tocante aos deslocamentos pendulares incentivados por motivo de estudo, a matriz 3 aponta que esse fluxo representa um volume de 2.702 pessoas, responsável por 33,3% da pendularidade da RM de Feira de Santana, mostrando que o principal motivo da pendularidade é o trabalho. Mais uma vez, Feira de Santana se sobressai como principal receptor de indivíduos, com um volume de 2.169 pessoas (80,3%), mas em contrapartida perde somente 133 pessoas; com isso, apresenta um saldo pendular de 2.036 estudantes. Esses deslocamentos em direção ao núcleo metropolitano se devem à concentração de diversas instituições de ensino infantil, médio e superior, a exemplo da Universidade Estadual de Feira de Santana (UEFS) e do Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia da Bahia – IFBA (*Campus* Feira de Santana), além de inúmeras instituições privadas.

Similarmente ao que ocorre com a matriz 2, a matriz 4 também aponta que, com exceção de Feira de Santana, os demais municípios apresentam saldo pendular negativo. São Gonçalo dos Campos é o que mais perde estudantes, ficando com um saldo negativo de -1.143 pessoas. Amélia Rodrigues vem logo em seguida, com uma perda líquida de -516 estudantes. Conceição do Jacuípe, mesmo que distante, quando comparado a Feira de Santana, é o segundo que recebe mais pessoas, porém apresenta saldo negativo de 354 estudantes, ao passo que Tanquinho fica com um saldo negativo de 21 pessoas. E, por fim, Conceição da Feira, por estar a cerca de 31 km de distância da metrópole (sendo a segunda nesse quesito) e possuir várias escolas de ensino fundamental e médio, além do Centro Universitário Inta (Uninta), concentra os estudantes no próprio município, e por isso perde somente 2.

Silva, Queiroz e Sidrim (2017), em seu estudo sobre mobilidade pendular na RM do Cariri, apontam que o município do Crato-CE se destaca por atrair estudantes da região, porque conta com a Universidade Regional do Cariri (Urca), o Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia (IFCE) e a Universidade Federal do Cariri (UFCA). Isso é similar ao que ocorre em Feira de Santana, constituindo-se possivelmente em um dos principais motivos da atração da maioria dos estudantes da RM de Feira de Santana.

TABELA 8

**Matriz 4: mobilidade pendular por motivo de estudo – RM de Feira de Santana (2010)**

		Município de estudo					Total de saídas	
		Amélia Rodrigues	Conceição da Feira	Conceição do Jacuípe	Feira de Santana	São Gonçalo dos Campos		Tanquinho
Município de residência	Amélia Rodrigues	0	0	207	429	0	0	<b>636</b>
	Conceição da Feira	0	0	0	105	8	0	<b>113</b>
	Conceição do Jacuípe	96	8	0	457	0	0	<b>561</b>
	Feira de Santana	24	22	0	0	0	87	<b>133</b>
	São Gonçalo dos Campos	0	81	0	1.070	0	0	<b>1.151</b>
	Tanquinho	0	0	0	108	0	0	<b>108</b>
	<b>Total de chegadas</b>	<b>120</b>	<b>111</b>	<b>207</b>	<b>2.169</b>	<b>8</b>	<b>87</b>	<b>2.702</b>
	Saldo pendular	-516	-2	-354	2.036	-1.143	-21	<b>0</b>

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?=&t=downloads>.

Elaboração dos autores.

Santos Junior (2019) evidencia que a ampliação e a diversificação da educação, principalmente no ensino superior e no profissionalizante, estimulam a atração de estudantes para o município de Feira de Santana, o que resulta na elevação da qualidade do capital humano, aumentando as oportunidades de emprego e renda em toda a RM de Feira de Santana. O autor aponta que Feira de Santana exerce centralidade em relação ao ensino superior, sendo a UEFS o principal estabelecimento, ao ofertar cursos de graduação e pós-graduação em várias áreas. Além disso, a partir dos dados do IBGE Panorama (2010), verifica-se que Feira de Santana possui 76.762 alunos matriculados no ensino fundamental e 22.131 no ensino médio, espalhados entre as 687 instituições públicas e privadas, com destaque para o IFBA, o Sistema S<sup>9</sup> e o Centro Tecnológico do Estado da Bahia (Ceteb). Portanto, diante das informações e dos dados apontados neste estudo, constata-se que Feira de Santana é, de longe, o município mais atrativo por motivo de trabalho e estudo na RM de Feira de Santana, concentrando os movimentos pendulares na metrópole.

## 5.2 IEP e QL na RM de Feira de Santana

Com relação ao IEP por motivo de trabalho e estudo, a tabela 9 ratifica os resultados das matrizes e aponta que somente Feira de Santana tem IEP positivo (0,70), indicando que o município apresenta forte absorção pendular por esses dois motivos, com destaque para o trabalho. Entre os municípios com IEP negativo, Conceição do Jacuípe (-0,36) e Conceição da Feira (-0,28) têm valores menos elevados, por

9. Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial (Senai), Serviço Nacional de Aprendizagem Comercial (Senac), Serviço Nacional de Aprendizagem do Transporte (Senat) e Serviço Nacional de Aprendizagem Rural (Senar).

isso são classificados como de média evasão pendular. Por sua vez, São Gonçalo dos Campos (-0,69), Amélia Rodrigues (-0,68) e Tanquinho (-0,61) apresentam forte evasão pendular.

Em relação ao IEP por motivo somente de trabalho (tabela 9), novamente, Feira de Santana possui indicador positivo (0,62), o que a tipifica como tendo forte absorção pendular. Os demais municípios que compõem a metrópole apresentam IEP negativo, sendo que Conceição da Feira e Conceição do Jacuípe, mais uma vez, têm índices menos elevados, e, com isso, têm média evasão pendular. Tanquinho, Amélia Rodrigues e São Gonçalo dos Campos indicam forte evasão pendular para trabalho. No que se refere ao IEP por motivo de estudo, Feira de Santana é o único a apresentar IEP positivo. Com índice de 0,88, o município aparece com forte absorção pendular. Igualmente ao que acontece nos índices anteriores, os demais municípios apresentam IEP negativo.

Os valores do IEP ratificam os resultados das matrizes de mobilidade pendular, ao mostrarem que Feira de Santana possui grande absorção de trabalhadores e estudantes. O município conta com o CIS, grande centro industrial da RM de Feira de Santana, além de ser forte no setor de comércio e serviços, sendo responsável pela maior parte do PIB da região. Delgado *et al.* (2016), em seu estudo sobre mobilidades nas RMs brasileiras, apontam que os movimentos pendulares vêm adquirindo maior importância para acesso ao trabalho nas RMs, e que o fluxo mais importante parte dos municípios periféricos em direção à metrópole. Isso é o que ocorre na RM de Feira de Santana, que, em certa medida, apresenta dinâmica semelhante às metrópoles nacionais e regionais – Feira de Santana, núcleo metropolitano, recebe vários trabalhadores vindos dos demais municípios da área metropolitana.

TABELA 9  
IEP – RM de Feira de Santana (2010)

Município	IEP trabalho e estudo	IEP trabalho	IEP estudo
Feira de Santana	0,70	0,62	0,88
Conceição da Feira	-0,28	-0,36	-0,01
Conceição do Jacuípe	-0,36	-0,28	-0,46
Tanquinho	-0,61	-0,89	-0,11
Amélia Rodrigues	-0,68	-0,67	-0,68
São Gonçalo dos Campos	-0,69	-0,54	-0,99

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9662-censo-demografico-2010.html?=&t=downloads>.

Elaboração dos autores.

Da pesquisa, infere-se que a atração de Feira de Santana decorre de o município contar com diversas instituições de ensino médio ou superior, públicas ou privadas. Tavares e Oliveira (2016), em seu estudo sobre mobilidade populacional e educação superior no norte do estado do Rio de Janeiro, apontam que Macaé se destaca em relação à atração de estudantes, dado que o município é uma cidade universitária, dinâmica similar ao que acontece em Feira de Santana.

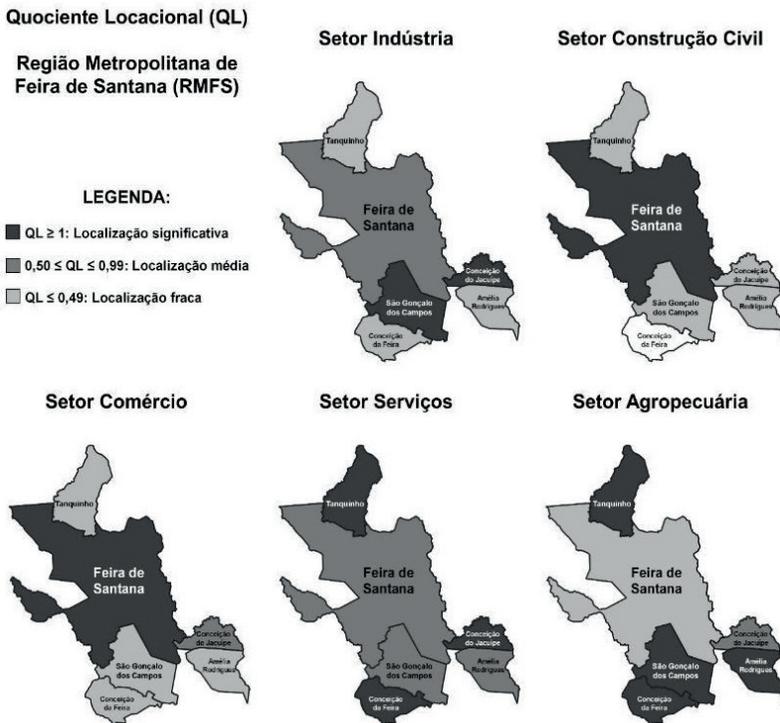
Outra medida adotada neste estudo tem relação com o emprego formal na RM de Feira de Santana. Nesse sentido, fez-se uso do QL dos grandes setores de atividades econômicas (indústria, construção civil, comércio, serviços e agropecuária) e do setor educacional (ensino), para mensurar a especialização e classificar os municípios em localização significativa, média e fraca.

Em 2010, a RM de Feira de Santana tinha 119.166 empregados formais, distribuídos nos cinco grandes setores econômicos. Em termos de vagas, a indústria emprega 25.118 pessoas. Os municípios mais especializados são São Gonçalo dos Campos (QL 2,693) e Conceição do Jacuípe (QL 1,453), concentrando, respectivamente, 56,8% e 30,6% de toda a sua mão de obra nesse setor. Por sua vez, Feira de Santana (QL 0,956) apresenta concentração média de empregados na atividade industrial. Amélia Rodrigues (0,312), Conceição da Feira (0,246) e Tanquinho (0,058) apresentam localização fraca, ou seja, têm pouca concentração de empregados no setor industrial (figura 1).

Em relação ao setor da construção civil, os dados indicam que o município de Feira de Santana (QL 1,118) é o mais especializado, por concentrar, em termos relativos, maior índice de empregados nesse setor quando comparado aos demais da RM de Feira de Santana. São 11.302 empregados, o que corresponde a 10,9% dos seus trabalhadores. Amélia Rodrigues (QL 0,328), Conceição do Jacuípe (QL 0,262), Tanquinho (QL 0,168) e São Gonçalo dos Campos (QL 0,071) apresentam pouca concentração de trabalhadores na construção civil. Por fim, Conceição da Feira, em 2010, não apresentou valor de QL em tal setor.

No comércio, Feira de Santana concentra o maior índice de empregados, dado que 32% de sua mão de obra está dedicada ao setor. Por isso, o município tem QL 1,079, sendo o mais especializado da metrópole. Conceição da Feira, com QL de 0,626, apresenta localização média de empregados. Tanquinho (QL 0,406), Conceição da Feira (QL 0,382), Amélia Rodrigues (QL 0,358) e São Gonçalo dos Campos (QL 0,321) ostentam pouca concentração de empregados no comércio.

FIGURA 1

**QL de empregos formais segundo grande setor de atividade econômica – RM de Feira de Santana (2010)**

Fonte: Rais/MTE (Brasil, 2010).

Obs.: Ilustração cujos layouts e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O setor de serviços se mostra o mais forte na RM de Feira de Santana, concentrando o maior número de trabalhadores (43.272). O município de Tanquinho é o mais especializado, com QL 2,169, ao concentrar 78,8% de sua mão de obra no setor. Conceição do Jacuípe (QL 1,268) e Conceição da Feira (QL 1,119) também se mostram especializados em serviços, tendo 46% e 40,6% nesse setor. Feira de Santana (QL 0,987), Amélia Rodrigues (QL 0,862) e São Gonçalo dos Campos (QL 0,792) apresentam localização média, concentrando 35,9%, 31,3% e 28,8% dos seus empregados, respectivamente. Perobelli *et al.* (2016) apontam que, no Brasil, o setor de administração pública, no qual o setor de serviços está incluso, tem índice de especialização maior nos municípios menores e/ou com menor população, analogamente ao que ocorre na RM de Feira de Santana.

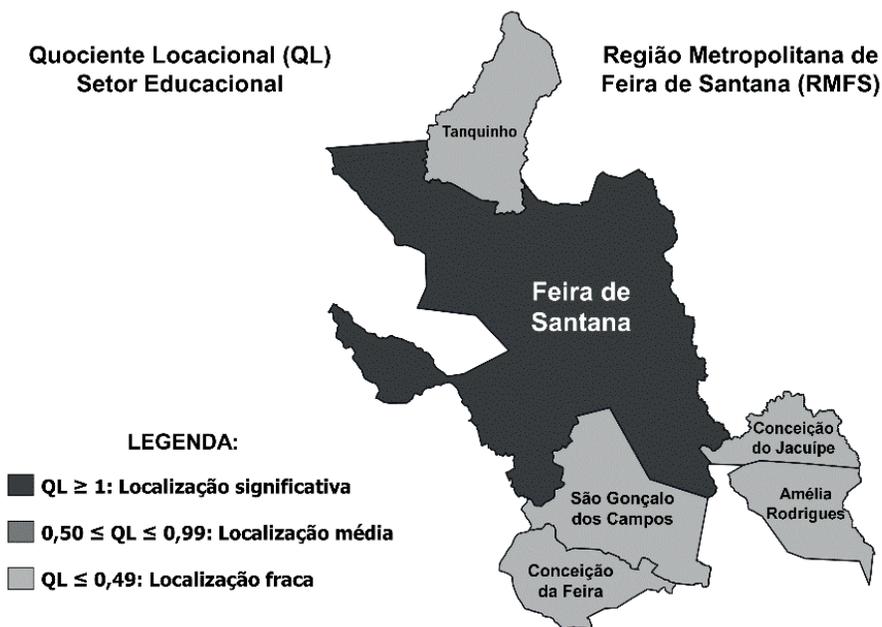
Na agropecuária, Amélia Rodrigues (QL 14,876) e Conceição da Feira (13,197), seguidos de longe por Tanquinho (QL 1,948) e São Gonçalo dos Campos

(QL 1,314), são os mais especializados. Porém, Amélia Rodrigues e Conceição da Feira são os municípios mais agrícolas, pois concentram 48,3% e 42,9% de sua mão de obra nesse setor, enquanto Tanquinho e São Gonçalo dos Campos, apenas 6,3% e 4,3%, respectivamente. Conceição do Jacuípe (0,686) apresenta uma localização média, concentrando apenas 2,2% de sua mão de obra. Por fim, Feira de Santana direciona somente 1,1% dos seus empregados para o setor agropecuário; por isso, aponta localização fraca.

No tocante ao QL no setor educacional da RM de Feira de Santana (figura 2), os valores apontam que Feira de Santana é o mais especializado, com QL de 1,101, isto porque, de um total de 103.904 empregados no setor formal, 5.329 (ou 5,1%) estão na educação. Conceição do Jacuípe (0,440), São Gonçalo dos Campos (0,254), Conceição da Feira (0,243) e Amélia Rodrigues (0,210) apresentam valores de localização fraca, ou seja, concentram número baixo de empregados no setor educacional. Por fim, Tanquinho, em 2010, não apresentou valor de QL.

FIGURA 2

QL de empregos formais no setor educacional – RM de Feira de Santana (2010)



Fonte: Rais/MTE (Brasil, 2010).

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Esses resultados indicam que o setor educacional tem grande importância em Feira de Santana, que exerce o papel de polo regional, ao concentrar 96% de toda a mão de obra do setor educacional da metrópole. Isso se confirma ao se observar que Feira de Santana é o único município da RM de Feira de Santana a apresentar valor de QL superior a 1. Esse resultado ratifica a matriz 4, que mostra Feira de Santana concentrando os movimentos pendulares por motivo de estudo; por possuir diversas instituições de ensino, é o município com maior importância na área educacional.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo objetivou analisar e comparar as características da mobilidade pendular, por motivo de trabalho e estudo, entre os seis municípios que compõem a RM de Feira de Santana, tendo em vista que praticamente não existem estudos sobre movimentos pendulares para RMs instituídas em anos recentes e localizadas no interior do Nordeste, como é o caso da RM de Feira de Santana. As principais justificativas para a criação dessa metrópole no interior baiano foram desenvolver políticas públicas em conjunto, descentralizar a administração urbana e incentivar o crescimento socioeconômico dos municípios, e, com isso, diminuir a concentração em somente um deles – no caso, Feira de Santana.

No que concerne aos principais resultados deste estudo, constatou-se que a mobilidade pendular na RM de Feira de Santana, para trabalho e estudo, tem Feira de Santana como principal polo de atração, com indivíduos procedentes principalmente de São Gonçalo dos Campos. Isso se relaciona aos investimentos concentrados no núcleo metropolitano, que possui grandes centros industriais e os setores de comércio e serviços fortes, além de contar com diversas instituições de ensino públicas e privadas.

O IEP reforça os resultados da matriz pendular, ratificando Feira de Santana como a principal área de absorção do deslocamento diário para trabalho e estudo. No tocante ao mercado de trabalho, a maioria dos pendulares possuem um emprego e estão ocupados no município de destino (Feira de Santana), principalmente com carteira de trabalho assinada, e no setor de serviços. Além disso, o trabalho informal, notadamente em Feira de Santana e Conceição do Jacuípe, é significativo na economia local. Por fim, o QL mostra que Feira de Santana é o município mais especializado no setor educacional. No mais, a RM de Feira de Santana é diversificada quanto à especialização dos setores produtivos, dado que São Gonçalo dos Campos e Conceição do Jacuípe se destacam no setor industrial, enquanto Feira de Santana se mostra especializada na construção civil e no comércio. Nos serviços, Tanquinho, Conceição do Jacuípe e Conceição da Feira se sobressaem. Por fim, Amélia Rodrigues e Conceição da Feira se mostram municípios mais agrários.

A dinâmica pendular por motivo de trabalho e estudo, bem como as atividades econômicas na RM de Feira de Santana, centraliza-se em Feira de Santana, justificando a sua atratividade pendular diária em relação aos municípios do entorno. Nesse contexto, é preciso descentralizar as atividades, gerar uma melhor interação entre os seis municípios, além de se apresentarem estratégias de desenvolvimento em conjunto, para que não permaneça a concentração espacial de trabalho e estudo, sendo possível cumprir, portanto, os objetivos e as funções de uma metrópole, motivos pelos quais a RM de Feira de Santana foi criada.

Portanto, é fundamental refletir sobre políticas de planejamento e gestão urbano-habitacional, bem como acerca da organização do espaço, e debater sobre as desigualdades nos investimentos nessa metrópole, principalmente nos municípios menores, movidos na economia urbana por circuito inferior, caracterizado pela utilização de trabalho intensivo. Daí a importância de planos diretores, fortalecendo a metrópole como um todo, e não apenas Feira de Santana.

Dessa forma, a partir deste artigo, é possível elencar uma agenda de pesquisa para a RM de Feira de Santana e outras metrópoles do interior nordestino, a qual inclua a identificação do perfil dos indivíduos que praticam pendularidade por motivo de estudo e trabalho, bem como a verificação se há diferença nos rendimentos entre os trabalhadores pendulares e os não pendulares. E, por fim, é fundamental questionar se os critérios para a criação de RMs no interior do país devem ser análogos aos das capitais.

## REFERÊNCIAS

ANJOS, V. da C. B. dos; SANTOS, J. Dinâmica industrial e implicações socio-espaciais em humildes, Feira de Santana/BA: processos e ações. *In*: SEMINÁRIO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA, 21., 2017, Feira de Santana, Bahia. **Anais...** Feira de Santana: UEFS, 2017.

ARANHA, V. Mobilidade pendular na metrópole paulista. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 4, p. 96-109, 2005. Disponível em: [https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-88392005000400006](https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-88392005000400006). Acesso em: 10 jul. 2020.

BAHIA. Assembleia Legislativa da Bahia. **Proposição MSG/4.677/2011**. Salvador: Alba, 2011a. Disponível em: <http://www.al.ba.gov.br/atividade-legislativa/proposicao/MSG-4.677-2011>. Acesso em: 9 maio 2020.

BAHIA. Lei Complementar nº 35, de 6 de julho de 2011. Institui a Região Metropolitana de Feira de Santana, e dá outras providências. **Portal de Legislação do Estado da Bahia**, Salvador, 6 jul. 2011b. Disponível em: <http://www.legislabahia.ba.gov.br/documentos/lei-complementar-no-35-de-06-de-julho-de-2011>. Acesso em: 13 abr. 2020.

BRASIL. Constituição da República Federativa do Brasil de 1988. Brasília: Congresso Nacional, 1988. Disponível em: <https://presrepublica.jusbrasil.com.br/legislacao/91972/constituicao-da-republica-federativa-do-brasil-1988#>. Acesso em: 22 abr. 2020.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Programa de Disseminação das Estatísticas do Trabalho** – Relação Anual de Informações Sociais (Rais). Brasília: MTE, 2010.

CARNEIRO, G. S. *et al.* Trabalho informal na área comercial do município de Feira de Santana-BA. *In: SIMPÓSIO CIDADES MÉDIAS E PEQUENAS DA BAHIA*, 5., 2016, Ilhéus, Bahia. **Anais...** Ilhéus: Uesc, 2016.

CUNHA, A. S. da. O índice de eficácia migratória: suas raízes e o seu uso na análise e interpretação dos movimentos migratórios. *In: ENCONTRO NACIONAL SOBRE MIGRAÇÕES*, 9., 2015, Campinas, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Unicamp, 2015.

DAGNINO, R. de S.; D'ANTONA, Á. de O. Visualização de dados espaciais em estudos de migração. *In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO-AMERICANA DE POPULAÇÃO; ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 7. e 20., 2016, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Paraná: Abep, 2016.

DELGADO, P. R. *et al.* Mobilidades nas regiões metropolitanas brasileiras: processos migratórios e deslocamentos pendulares. *In: BALBIM, R.; KRAUSE, C.; LINKE, C. C. (Org.). Cidade e movimento: mobilidades e interações no desenvolvimento urbano*. Brasília: Ipea; ITDP, 2016. p. 223-245.

DESCHAMPS, M. V.; CINTRA, A. Movimento pendular para trabalho na Região Metropolitana de Curitiba: uma análise das características de quem sai e quem fica. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 16., 2008, Caxaubu, Minas Gerais. **Anais...** Brasília: Abep, 2008.

DIAS, P. C. Mobilidade para trabalho na Região Metropolitana de Salvador: pontos para debate. **Revista de Desenvolvimento Econômico – RDE**, Salvador, v. 1, n. 39, p. 168-188, 2018.

FREITAS, R. Regiões metropolitanas: uma abordagem conceitual. **Humanae**, v. 3, n. 1, p. 44-53, 2009.

FREY, H.; DOTA, E. M. O Censo de 2010 e as primeiras leituras sobre a mobilidade espacial da população na Região Metropolitana de Campinas. **Mediações – Revista de Ciências Sociais**, v. 18, n. 1, p. 226-243, 2013.

GOVERNADOR discute o fortalecimento da Região Metropolitana de Feira de Santana. **Governo do Estado da Bahia**, 9 mar. 2020. Disponível em: <http://www.ba.gov.br/noticias/governador-discute-o-fortalecimento-da-regiao-metropolitana-de-feira-de-santana>. Acesso em: 10 maio 2020.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

LAMEIRA, V. de C. Mobilidade pendular para trabalho e diferenciais de rendimentos nas aglomerações urbanas brasileiras: um estudo a partir do Censo 2010. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 42., 2014, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Niterói: Anpec, 2016.

LIMA, J. K. M.; ESPERIDIÃO, F. Uma análise dos quocientes locacionais das regiões brasileiras nos anos 1991, 2000 e 2010. **Cadernos de Ciências Sociais Aplicadas**, v. 11, n. 18, p. 175-196, 2014.

LOPES, K. P. S. Uma análise sobre a institucionalização da Região Metropolitana de Feira de Santana (BA). **Caderno de Geografia**, v. 27, n. 51, p. 776-787, 2017.

MOURA, R.; CASTELLO BRANCO, M. L. G.; FIRKOWSKI, O. L. C. de F. Movimento pendular e perspectivas de pesquisas em aglomerados urbanos. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 4, p. 121-133, 2005. Disponível em: <https://www.scielo.br/pdf/spp/v19n4/v19n4a08.pdf>. Acesso em: 6 jul. 2020.

NUNES, L. C. A mobilidade pendular na Região Metropolitana de Goiânia em 2010. **Ateliê Geográfico**, v. 12, n. 1, p. 155-174, abr. 2018.

OJIMA, R.; PEREIRA, R. H. M.; SILVA, R. B. da. Cidades-dormitório e a mobilidade pendular: espaços da desigualdade na redistribuição dos riscos socioambientais? *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambu, Minas Gerais. **Anais...** Brasília: Abep, 2008.

PAIVA, C. Á.; ROCHA, A. L. Quociente locacional. *In*: GRIEBELER, M. P. D. (Org.). **Dicionário de desenvolvimento regional e temas correlatos**. Uruguaiana: Editora Conceito, 2021. p. 748-750.

PEROBELLI, F. S. *et al.* Localização do setor de serviços e sua relação com questões espaciais no Brasil: uma análise a partir do Censo Demográfico de 2010. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 16, n. 1, p. 53-77, 2016.

SANTOS, E. da S. Região Metropolitana de Feira de Santana: das propostas às características atuais. **Sitientibus**, n. 56, p. 43-55, 2017.

SANTOS JUNIOR, A. C. B. **Região Metropolitana de Feira de Santana: uma proposta de gestão**. 2019. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Ciências Humanas e Filosofia, Universidade Estadual de Feira de Santana, Feira de Santana, 2019.

- SANTOS, M. **A urbanização brasileira**. São Paulo: Editora Hucitec, 1993.
- SERPA, A. S. P.; PORTO, G. C. S. Circuito inferior da economia urbana: o contexto das feiras livres de Itapetinga (BA) e arredores. *In: ENCUESTRO DE GEOGRAFÍAS DE AMÉRICA LATINA*, 11., 2007, Bogotá, Colômbia. **Anais...** 2007.
- SIDRIM, R. M. S. **Pendularidade e inserção ocupacional nas Regiões Metropolitanas de Fortaleza, Recife e Salvador**: evidências segundo a condição de migração. 2018. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Demografia e Ciências Atuariais, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2018.
- SILVA, C. M. da. **A princesinha do sertão agora é uma metrópole?! Uma análise do processo de “metropolização” de Feira de Santana-BA**. 2014. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2014.
- SILVA, J. G. da; QUEIROZ, S. N. de. Cenário da mobilidade pendular na Região Metropolitana de Salvador (RMS). *In: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA*, 13., 2017, Salvador, Bahia. **Anais...** 2017.
- SILVA, J. G. da; QUEIROZ, S. N. de; SIDRIM, R. M. Movimento pendular na Região Metropolitana do Cariri (RMC). *In: ENCONTRO NACIONAL SOBRE MIGRAÇÃO*, 10., 2017, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** São Paulo: Blucher Proceedings, 2017.
- SILVA, J. G. da; QUEIROZ, S. N. de; SIDRIM, R. M. S. Mobilidade pendular na região metropolitana do Cariri. **Economia & Região**, v. 9, n. 2, p. 211-231, 2021.
- SILVA FILHO, C. M. da. Região Metropolitana de Feira alavancará desenvolvimento sustentável em municípios vizinhos. **Blog de Colbert**, 17 jun. 2009. Disponível em: <http://colbertmartins.blogspot.com/2009/06/regiao-metropolitana-de-feira.html>. Acesso em: 24 abr. 2020.
- TAVARES, J. M. da S. **Movimentos pendulares de estudantes na região Norte Fluminense**. 2016. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal Fluminense, Campos dos Goytacazes, 2016.
- TAVARES, J. M. da S.; OLIVEIRA, E. L. de. Mobilidade populacional e educação superior no norte do estado do Rio de Janeiro. **Espaço e Economia: Revista Brasileira de Geografia Econômica**, v. 5, n. 9, p. 1-25, 2016.
- TELES, A. O. A dinâmica da atividade comercial informal na área central de Feira de Santana-BA. *In: CONGRESSO BRASILEIRO DE GEÓGRAFOS*, 7., 2014, Vitória, Espírito Santo. **Anais...** 2014.

## LINKS

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Cidades e estados:** panorama. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/panorama>. Acesso em: 20 abr. 2020.

## BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

SILVA, J. G. da; QUEIROZ, S. N. de. Mobilidade pendular na Região Metropolitana de Recife (RMR). **Latin American Journal of Business Management**, v. 9, n. 2, p. 102-113, 2018.

SILVA, J. G. da; QUEIROZ, S. N. de; SIDRIM, R. M. S. Mobilidade pendular na Região Metropolitana do Cariri. **Economia & Região**, v. 9, n. 2, p. 211-231, 2021.

Data da submissão em: 17 nov. 2022.

Primeira decisão editorial em: 23 mar. 2023.

Última versão recebida em: 27 mar. 2023.

Aprovação final em: 7 jun. 2023.

# GESTÃO ESCOLAR E DESEMPENHO EDUCACIONAL: EVIDÊNCIAS DO PDE-ESCOLA NO BRASIL<sup>1</sup>

Ana Cléssia Pereira Lima de Araújo<sup>2</sup>

Diogo Brito Sobreira<sup>3</sup>

Edward Martins Costa<sup>4</sup>

Guilherme Irffi<sup>5</sup>

O Plano de Desenvolvimento da Escola (PDE-Escola) do Ministério da Educação (MEC) tem como propósito a melhoria da qualidade do ensino e na gestão escolar, priorizando as escolas públicas do ensino fundamental com indicadores menores que a média nacional – por meio do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) do MEC. Este artigo objetiva avaliar os efeitos desse programa nos escores dos testes de matemática e língua portuguesa da Prova Brasil, no período 2009-2015, das escolas beneficiadas, por meio de regressão descontínua (*regression discontinuity design* – RDD). Os resultados indicam que o programa não teve efeito satisfatório no desempenho dos alunos pertencentes às escolas tratadas. Em geral, não foram encontrados efeitos significativos nas proficiências de português e matemática. Também foram observados efeitos heterogêneos por nível de proficiência e nível de experiência dos diretores. Em função desses resultados, pode-se inferir que as práticas de gestão escolar, introduzidas pelo PDE-Escola, não causaram melhoria nos resultados escolares dos discentes.

**Palavras-chave:** Plano de Desenvolvimento da Escola; gestão escolar; *accountability*.

## SCHOOL MANAGEMENT AND EDUCATIONAL PERFORMANCE: EVIDENCE FROM PDE-ESCOLA IN BRAZIL

The School Development Plan (PDE-School) aims to improve the quality of teaching and school management, prioritizing public elementary schools with an IDEB lower than the national average. This article aims to evaluate the effects of this program on the scores of Mathematics and Portuguese Language tests on the Prova Brasil, in the period from 2009 to 2015, in schools benefited by means of a Regression Discontinuity Design (RDD). The results indicate that the program did not have a satisfactory effect on the performance of students belonging to the treated schools. In general, no significant effects were found on Portuguese and Mathematics scores. Heterogeneous effects were also observed by level of proficiency and by level of experience of directors. It is concluded that the school management practices introduced by the PDE-Escola did not cause improvement in the students' school results.

**Keywords:** School Development Plan; school management; *accountability*.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66art6>

2. Doutoranda no Programa de Pós-graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC). *E-mail:* [anaclessia.lima@gmail.com](mailto:anaclessia.lima@gmail.com). Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7881845616530017>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-1659-8070>.

3. Pesquisador de pós-doutorado no Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC) e na Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (Funcap). *E-mail:* [diogob-sobreira@gmail.com](mailto:diogob-sobreira@gmail.com). Lattes: <http://lattes.cnpq.br/3280720633645199>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-6840-754X>.

4. Professor no Departamento de Economia Agrícola e no PPGER/UFC. *E-mail:* [edwardcosta@ufc.br](mailto:edwardcosta@ufc.br). Lattes: <http://lattes.cnpq.br/0194745511728002>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-9187-8534>.

5. Professor associado no Departamento de Economia Aplicada e no Programa de Pós-Graduação em Economia (Caen) da UFC. *E-mail:* [irffi@caen.ufc.br](mailto:irffi@caen.ufc.br). Lattes: <http://lattes.cnpq.br/8821559850261716>. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-3558-7628>.

## GESTIÓN ESCOLAR Y DESEMPEÑO EDUCATIVO: EVIDENCIA DEL PDE-ESCOLA EN BRASIL

El Plan de Desarrollo Escolar (PDE-Escuela) tiene como objetivo mejorar la calidad de la enseñanza y la gestión escolar, priorizando las escuelas primarias públicas con un IDEB inferior al promedio nacional. Este artículo tiene como objetivo evaluar los efectos de este programa en los puntajes de las pruebas de Matemáticas y Lengua Portuguesa en la Prova Brasil, en el período de 2009 a 2015, en escuelas beneficiadas por medio de un Diseño de Regresión Discontinuidad (RDD). Los resultados indican que el programa no tuvo un efecto satisfactorio en el desempeño de los estudiantes pertenecientes a las escuelas tratadas. En general, no se encontraron efectos significativos en las competencias en portugués y matemáticas. También se observaron efectos heterogéneos por nivel de competencia y por nivel de experiencia de los directores. Se concluye que las prácticas de gestión escolar introducidas por la PDE-Escuela no provocaron mejoría en los resultados escolares de los alumnos.

**Palabras clave:** Plan de Desarrollo Escolar; gestión escolar; *accountability*.

**JEL:** I28; C21.

### 1 INTRODUÇÃO

No Programa de Avaliação Internacional de Estudantes (Pisa), em 2018, a proficiência dos estudantes brasileiros em leitura, matemática e ciências, comparativamente a outros 78 países que participaram da avaliação, foi considerada baixa, ainda que os investimentos<sup>6</sup> em educação no país tenham sido ampliados. Além disso, 68,1% dos estudantes brasileiros são desprovidos do conhecimento básico em matemática, ficando abaixo da média dos países-membros que fazem parte da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e até mesmo de países com situação econômica similar.<sup>7</sup>

Diante disso, as políticas de responsabilização (em inglês, *accountability*)<sup>8</sup> têm sido adotadas no cenário mundial como forma de melhorar os indicadores educacionais. Evidências dão conta de que essas políticas se disseminaram na Europa e na América Latina (Brooke, 2006), descentralizando a autoridade na tomada de decisão e a responsabilidade pelas operações escolares, ao tornarem público o desempenho de cada escola nos testes de proficiência, pela responsabilização de professores e diretores quanto aos resultados. Nas políticas de *accountability* estão inseridos planos de avanço escolar e reformas de gestão escolar, compreendendo um conjunto de práticas gerenciais específicas para enfrentar os problemas das escolas, com elementos de assistência técnica e/ou financeira (Alves *et al.*, 2016; Escobar, 2019). Em linhas gerais, os programas de gestão escolar incluem monitoramento, metas e incentivos (Bloom *et al.*, 2014; Tavares, 2015).

6. O investimento público direto em educação por estudante mais que duplicou em termos reais, passando de R\$ 2.851,79, em 2003, para R\$ 8.042,50, em 2017, considerando-se todos os níveis de ensino. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/indicadores-educacionais>. Acesso em: 10 nov. 2020.

7. Uruguai, Chile, Peru e Colômbia.

8. O sistema de *accountability* refere-se à prestação de contas e à responsabilização por parte dos gestores escolares.

A implementação de políticas de gestão escolar é defendida como uma política promissora de melhoria na educação, mediante a alocação correta de recursos financeiros (World Bank, 2003). Bloom *et al.* (2014) destacam a importância da qualidade da gestão nas escolas, mostrando evidências robustas segundo as quais as práticas de gestão variam significativamente entre e nos países, sendo positivamente correlacionadas com as pontuações médias dos testes escolares dos alunos. No que se refere aos planos de melhoria escolar, não há consenso na literatura quanto aos seus efeitos sobre os resultados escolares. Nos Estados Unidos, Fernandez (2011) encontrou correlação positiva entre a qualidade do planejamento escolar e o desempenho dos alunos. Huber e Conway (2015) constataram efeito nulo nos resultados de aprendizagem dos alunos de escolas detentoras de baixo desempenho. Adicionalmente, para um estudo na Itália, Caputo e Rastelli (2014) encontraram aumento do desempenho em matemática das escolas participantes, diante de mudanças nas estratégias de planejamento escolar.

No Brasil, destaca-se a implementação do Plano de Desenvolvimento da Escola (PDE-Escola) do Ministério da Educação (MEC), um programa de apoio à gestão escolar que objetiva oferecer planejamento estratégico de melhoramento, bem como apoio técnico e financeiro às escolas públicas com baixo desempenho (Brasil, 2006b). O PDE-Escola teve início em 2007 e priorizou as escolas estaduais e municipais que apresentaram baixos indicativos comparados à média nacional, por meio do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) do MEC. Nesse programa, as escolas eram beneficiadas com recursos financeiros destinados, prioritariamente, à contratação de serviços e à aquisição de materiais voltados à realização de ações de melhoria da gestão, do desempenho escolar e da capacitação docente. As escolas foram auxiliadas a identificar seus principais desafios e a desenvolver e implementar ações que incrementem seus resultados por meio de práticas gerenciais.

Evidências anteriores sobre o efeito de programas voltados a gestão escolar e responsabilização no Brasil foram produzidas. Por exemplo, Tavares (2015) estimou os efeitos causais de um programa-piloto em gestão escolar nas escolas públicas de São Paulo, que relacionava metas de desempenho, monitoramento e bônus por resultados, em um ambiente de *hard accountability*,<sup>9</sup> nas escolas com baixo desempenho. Os resultados desse estudo mostram que a participação no programa teve efeito positivo em torno de 5 a 8 pontos na escala de proficiência em matemática, ao passo que o efeito sobre o desempenho em língua portuguesa não foi estatisticamente significativo. Além disso, evidências sobre os efeitos do PDE-Escola em sua versão anterior à mudança ocorrida em 2007 apontam que as escolas participantes apresentaram avanços nas suas práticas gerenciais e na

---

9. Há algum tipo de bônus associado aos resultados de provas de desempenho.

qualidade do material pedagógico que adotaram. No entanto, o programa não teve efeito nos resultados dos alunos, conforme mostram Carnoy *et al.* (2008). Entretanto, esse estudo avaliou a fase em que o programa não abrangia todo o território brasileiro. Em relação ao novo formato do PDE-Escola, após 2007, Alves *et al.* (2016) verificaram que o PDE-Escola não teve efeito positivo e consistente sobre os resultados escolares dos estudantes.

Desse modo, este trabalho busca avaliar o impacto do PDE-Escola no desempenho dos alunos de escolas beneficiadas, explorando efeitos heterogêneos – conforme a série do aluno –, o nível de proficiência e a experiência dos diretores das escolas. Este estudo fornece evidências do programa de gestão escolar no Brasil, a partir da estratégia empírica de regressão descontínua (*regression discontinuity design* – RDD), com desenho *fuzzy*, ao explorar a fonte de variação exógena definida pelas regras estabelecidas pelo programa, em que o Ideb de 2005, 2007 e 2009 define os pontos de corte para a alocação das escolas participantes do programa.

Para avaliar o PDE-Escola, são utilizados os microdados da Prova Brasil e do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb); ambas as avaliações são realizadas pelo Inep e referentes aos 5º e 9º anos e ao período 2009-2015. Isso diferencia de Carnoy *et al.* (2008), que avaliaram o programa na sua fase inicial em apenas alguns estados brasileiros, e de Alves *et al.* (2016), que utilizaram dados de 2005 a 2012 e estimaram modelos fixos no nível da escola e por ano.

Os principais resultados mostraram que os efeitos do programa sobre as notas de português e matemática das turmas de 5º e 9º anos foram, em geral, negativos. Em relação aos resultados heterogêneos, o efeito permanece negativo, exceto para as turmas do 9º ano do grupo de escolas selecionadas a partir do Ideb de 2005, que apresentaram efeito positivo no desempenho dos alunos de menor *performance* nas notas de português. Além disso, verificou-se que o efeito negativo é maior quando o diretor possui menor experiência na função.

Na segunda seção, este trabalho realiza uma revisão da literatura. Na terceira seção, descreve a metodologia. Na quarta seção, são apresentados e discutidos os resultados descritivos e da análise causal do PDE-Escola, a partir da estimação do RDD. Por fim, são tecidas as considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Políticas de gestão escolar

Práticas de uma gestão eficiente geralmente estão associadas à melhor produtividade das organizações. Segundo Bloom *et al.* (2012), as características das boas práticas de gestão englobam três áreas principais: monitoramento, metas e incentivos. Nesse sentido, Bloom *et al.* (2014) verificaram o efeito da gestão escolar no desempenho

educacional, ao desenvolverem um índice internacional de gestão para escolas, e como impacta os resultados educacionais em escolas de diferentes tipos (públicas, privadas e *charter schools*)<sup>10</sup> e entre os países. O índice de gestão desenvolvido contempla indicadores básicos de gestão das áreas: operações, monitoramento, e definição de metas e pessoas. Os autores observaram que as pontuações mais altas em gerenciamento são positivamente correlacionadas com os resultados dos alunos.

Silva (2016) elaborou um índice de percepção de gestão para as escolas estaduais das redes públicas brasileiras, baseado em informações da Prova Brasil. Estados que implementaram programas de incentivo via bonificação (*hard accountability*) são considerados como grupo de tratamento. Ao verificar o efeito desses programas sobre a gestão escolar, identificou impacto negativo, que reduz esse índice. Para o autor, isso ocorre em função do aumento da exigência nas escolas, que pode direcionar os esforços para os resultados dos alunos, deixando os aspectos gerenciais em segundo plano.

Alguns fatores podem influenciar a qualidade da gestão educacional. Por exemplo, a capacidade do gestor escolar em gerir a unidade educacional, por meio de formação acadêmica voltada à gestão, é um elemento importante para a qualidade de gestão (Tavares, 2015). Além disso, outros fatores podem contribuir para a qualidade da gestão escolar, como a experiência dos diretores (Béteille, Kalogrides e Loeb, 2011), sua rotatividade (Miller, 2013) e a forma como são selecionados (Biondi e Felício, 2007).

Nos Estados Unidos, os sistemas de *accountability* foram implementados como forma de melhorar o desempenho dos alunos em âmbito estadual, durante a década de 1980. Entretanto, foi a partir do programa federal No Child Left Behind Act (NCLB), que pode ser traduzido para o português como Nenhuma Criança Fica para Trás, estabelecido em 2001, que várias reformas de responsabilização estaduais foram feitas. Hanushek e Raymond (2004) analisaram as políticas de responsabilização nos estados americanos na década de 1990 – portanto, antes do NCLB – e concluíram que os sistemas melhoraram as pontuações dos alunos. Sims (2013) estudou a política de punição do NCLB, constatando que as escolas que não atingiram as metas determinadas tiveram a redução do desempenho dos alunos. Adicionalmente, Fernandez (2011) analisou a aplicação dessa mesma política em um distrito estadunidense e verificou associação positiva entre a qualidade do planejamento escolar e o desempenho dos alunos em leitura e matemática. Em contrapartida, Huber e Conway (2015) verificaram que os planos de melhoria em 108 escolas dos distritos estadunidenses de pior desempenho, no estado de Connecticut, não apresentaram efeitos nos resultados de aprendizagem dos alunos.

---

10. São escolas com financiamento público, mas operadas por grupos independentes.

No Chile, a Lei de Subvenção Escolar Preferencial criou incentivos para gestores e professores ao estabelecer padrões mínimos de desempenho dos alunos no teste nacional. Caso a escola tenha um baixo desempenho e não alcance melhorias, esta sofrerá sanções. Assim, Elacqua *et al.* (2016) verificaram impacto positivo para as escolas de baixo desempenho, melhorando os resultados escolares no curto prazo. Santibañez, Abreu-Lastra e O' Donoghue (2014) verificaram influência positiva e significativa de um programa de gestão escolar em escolas no México sobre as pontuações dos testes de espanhol da 3ª série. Caputo e Rastelli (2014) investigaram a associação do Projeto de Qualidade e Mérito e o desempenho dos estudantes italianos em matemática, encontrando aumento do desempenho das escolas tratadas. Por sua vez, Lockheed, Harris e Jayasundera (2010) investigaram os efeitos de um programa de melhoria escolar implementado em escolas de baixo desempenho na Jamaica e verificaram que os alunos das escolas tratadas não obtiveram melhores índices em matemática e leitura. No Brasil, Tavares (2015) verificou os efeitos positivos e significativos de um programa-piloto, o Programa de Gestão Escolar por Resultados (PGER), no desempenho dos alunos na proficiência de matemática na 8ª série, principalmente em alunos com maior dificuldade de aprendizagem.

## 2.2 Sistema de responsabilização educacional: o caso do PDE-Escola

O governo federal instituiu o PDE-Escola como estrutura capaz de trazer o auto-desenvolvimento das escolas, com vistas à qualidade do processo educativo e ao controle de seus resultados. As escolas passam a ter a responsabilidade de implementar ações que objetivam a qualidade do ensino e da aprendizagem. Foi criado no âmbito do programa Fundo de Fortalecimento da Escola (Fundescola) de 1998, que visava o melhoramento da qualidade das escolas e a permanência das crianças na sala de aula das chamadas zonas de atendimento prioritário (ZAPs) – Norte, Nordeste e Centro-Oeste. O PDE-Escola funciona como ferramenta de apoio à gestão escolar, nomeadamente auxiliando as escolas a definir suas prioridades estratégicas, converter as prioridades em metas educacionais, decidir o que fazer para alcançar as metas de aprendizagem e outras estabelecidas, medir se os resultados foram atingidos e avaliar o próprio desempenho. Inicialmente, as ZAPs eram escolhidas entre aquelas que possuíam os mais baixos índices de desenvolvimento humano – IDHs (Brasil, 2006b).

Contudo, a partir de 2007, observa-se mudança significativa no PDE-Escola. O programa passa a ser uma das iniciativas do Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE), que corresponde a um conjunto de programas destinado à melhoria da educação brasileira. Sua implementação ocorre com o Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação, instituída pelo Decreto-Lei nº 6.094, de 24 de abril de 2007. O Ideb passa a ser adotado como parâmetro para definir as escolas

beneficiadas. Além disso, todas as escolas municipais e estaduais no Brasil com baixo rendimento nesse índice tornaram-se elegíveis a participar do programa, recebendo recursos financeiros para execução das ações planejadas pela escola (Brasil, 2007).

Na tabela 1, encontram-se o critério adotado para cada ano de recebimento dos recursos pelas escolas, o total de escolas beneficiadas e o percentual dessas escolas que estava no critério do Ideb adotado em cada ano. Escolas beneficiadas pelo programa pelo critério do Ideb de 2005 não poderiam ser elegíveis com base no Ideb de 2007, e assim por diante. Portanto, as escolas participam do programa apenas uma vez, recebendo os recursos que seriam distribuídos em dois anos.

TABELA 1

**Critério adotado para as escolas receberem financiamento do PDE-Escola (2007-2012)**

		<b>Escolas que receberam os recursos – total</b>	Escolas que cumprem o critério do Ideb (%)
PDE 2007-2008	Baseado no Ideb de 2005: Ideb <=2.7 (AI) e <= 2.8 (AF)	<b>8.984</b>	93,68
PDE 2009-2010	Baseado no Ideb de 2007: i) Ideb <=3.0 (AI) e <= 2.8 (AF) ii) Ideb <=4.2 (AI) e <= 3.8 (AF) <sup>1</sup>	<b>17.467</b>	99,67
PDE 2011-2012	Baseado no Ideb de 2009: Ideb <=4.4 (AI) e <= 3.7 (AF)	<b>10.773</b>	92,50

Fonte: Resoluções do Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) do MEC, 2012. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/component/content/article/137-programas-e-aco-es-1921564125/pde-plano-de-desenvolvimento-da-educacao-102000926/179-funcionamento> e <https://pdeescola.mec.gov.br/index.php/documentos-importantes>. Acesso em: 20 fev. 2020.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Somente esse critério foi utilizado para as estimações RDD *fuzzy*, por referir-se a maiores pontos de corte. Assim, as escolas abaixo desses pontos de corte foram consideradas tratadas, o que inclui as escolas tratadas pelo primeiro critério (i).

Obs.: AI – anos iniciais; e AF – anos finais.

As escolas poderiam ser priorizadas pelo programa obtendo Ideb igual ou inferior à média nacional do 5º e/ou 9º ano. Ou seja, se a escola alcançar a média nacional em uma das séries, mas obter pior desempenho na outra série, estabelecendo-se no critério do programa, a escola permanece elegível a participar do programa. Porém, há um percentual de escolas beneficiadas em cada ano que não cumpriram o critério do Ideb – por exemplo, 6,32% das escolas não cumpriram o Ideb de 2005 no PDE 2007-2008. Portanto, verifica-se que o critério do Ideb não foi condição seguida à risca.

Para que o PDE-Escola fosse implementado, as prefeituras municipais deveriam aderir ao programa. Assim, a escola ser classificada como prioritária pelo programa não seria condição suficiente para receber os recursos financeiros, sendo então uma adesão voluntária de cada município. Além do apoio financeiro, tais escolas receberam capacitação técnica para a implementação do plano de melhoramento.

O processo de elaboração do plano e implementação do PDE-Escola é conduzido pelos membros da equipe de liderança da escola, de modo que o sucesso dependeria de liderança competente (Brasil, 2006a). Tal plano visa assegurar que os recursos da escola sejam gerenciados de maneira que suas metas estratégicas de melhoria sejam atingidas, sendo composto de cinco etapas: preparação; análise situacional ou diagnóstico da escola; definição de visão estratégica e do plano de suporte estratégico; execução; e monitoramento e avaliação (Brasil, 2006b).

Na primeira etapa do programa, cada escola forma um grupo de sistematização, composto pelo diretor da escola e por representantes dos professores. Esse grupo estuda o manual do plano e esclarece a comunidade escolar sobre o programa e o processo de sua elaboração. Na segunda etapa, é feita uma autoavaliação da escola em três instrumentos: levantamento do perfil e funcionamento da escola; análise dos critérios de eficácia da escola; e avaliação estratégica da escola. A etapa seguinte consiste em realizar reuniões para discutir a definição do plano estratégico e sua versão final, apresentando-o à comunidade escolar. Por fim, começa a implementação do plano estratégico, em que o coordenador do PDE monitora as ações e o diretor realiza relatórios e divulga os resultados alcançados. Ademais, após a elaboração do plano, as instituições escolares enviam o documento ao comitê de análise e aprovação da secretaria (municipal ou estadual) para ser avaliado. O papel desse comitê é avaliar o plano e emitir um parecer, definindo se o aprova ou desaprova. No caso da necessidade de ajustes, é feita a devolução do documento para a escola revisar e realizar as alterações (Brasil, 2006b).

Sendo aprovado pelo comitê, o plano estratégico é encaminhado ao MEC para ser avaliado novamente. Desse modo, as escolas que não forem aprovadas pelo comitê devem realizar os ajustes e encaminhá-los novamente para a secretaria, pois somente após aprovação pelo comitê é que o plano será submetido à apreciação do MEC (Alves *et al.*, 2016). Depois da aprovação do plano, os recursos são liberados para as escolas e as etapas de execução, monitoramento e avaliação são postas em prática.

As escolas priorizadas pelo PDE-Escola receberam recursos por dois anos consecutivos. Tais recursos eram modificados de acordo com as resoluções do FNDE do MEC e repassados pelo Programa Dinheiro Direto na Escola (PDDE), iniciativa do governo federal que consiste na destinação anual, pelo FNDE, de recursos financeiros para as escolas, em caráter suplementar, sem que sejam necessárias celebrações de convênios ou acordos. Os valores destinados a cada escola variam de acordo com o número de alunos matriculados na unidade educacional apresentado no Censo Escolar do Inep/MEC, relativo ao ano anterior. Esses valores deveriam ser empregados, prioritariamente, na contratação de serviços e na aquisição de materiais de consumo e/ou permanentes voltados à realização de ações destinadas à melhoria da gestão e do desempenho escolar e na contratação de serviços e aquisição de materiais para

a formação de profissionais da educação efetivos da rede de ensino e vinculados ao quadro da escola beneficiária, respeitado o limite de 15% do valor total de custeio das duas parcelas (Brasil, 2011).

Com a criação do PDE Interativo, a aprovação e a validação pelo MEC aconteceram por meio eletrônico, com o uso dessa ferramenta. Em 2012, o PDE Interativo tornou-se disponível para todas as escolas que pretendiam utilizar a metodologia de planejamento do PDE-Escola, independentemente do repasse de recursos federais. Assim, tanto as escolas priorizadas quanto as escolas não priorizadas tiveram acesso a toda a metodologia da construção do plano estratégico. Nas escolas não priorizadas, os planos eram aprovados e validados pelo próprio comitê, sendo o processo finalizado nessa esfera (Brasil, 2012).

Segundo a plataforma do PDE-Escola, foram selecionadas escolas, até 2014, pelo critério do Ideb 2011; porém, não houve liberações de recursos no âmbito do PDDE/PDE Escola nos exercícios de 2013 a 2014. De acordo com a Coordenação-Geral de Apoio à Manutenção Escolar (CGAME), os últimos repasses financeiros ocorreram em 2012.<sup>11</sup>

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Fonte dos dados

Para avaliar o impacto do PDE-Escola, são necessários dados de abrangência nacional que contenham informações de escolas e alunos dos anos iniciais e finais do ensino fundamental, que participaram ou não do programa, ao longo do tempo. Foram utilizados os microdados da Prova Brasil e do Saeb de 2009 a 2015 e os Idebs de cada escola,<sup>12</sup> ambos divulgados pelo Inep.

O Saeb permite avaliar a qualidade do ensino oferecido pelo sistema educacional brasileiro por meio de testes padronizados e questionários socioeconômicos, sendo possível obter informações dos estudantes, como a estrutura do ambiente familiar, além de características dos professores, dos diretores e da escola. As notas de desempenho do Saeb são representadas por uma escala de proficiência, variando de 0 a 500, com média de 250 e desvio-padrão de 50. Por sua vez, o Ideb corresponde ao principal indicador da qualidade da educação básica no Brasil. Esse índice varia em uma escala de 0 a 10 e sintetiza dois indicadores: resultados dos estudantes no Saeb e taxa de aprovação dos alunos. As proficiências dos alunos em português e matemática do 5º e 9º

---

11. Informação obtida da Plataforma Integrada de Ouvidoria e Acesso à Informação. Disponível em: <https://falabr.cgu.gov.br/web/home>.

12. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

anos do ensino fundamental, de 2009 a 2015, foram utilizadas como indicadores de resultados, e o Ideb refere-se à variável de atribuição para participação no programa.<sup>13</sup>

A Secretaria de Educação Básica (SEB) do FNDE forneceu as informações dos recursos transferidos por escola. Cada arquivo continha código e nome da escola, valores de custeio, capital e total repassados. O código da escola foi utilizado para juntar as duas bases.

Foram mantidas na base apenas as escolas públicas, excluindo-se as escolas que não continham informação do Ideb de nenhum dos dois anos de escolarização. Na base de dados, há três grupos de escolas: i) escolas que possuem tanto o 5º quanto o 9º ano com Idebs inferiores ao *cutoff* (Ideb menor ou igual à média nacional, como visto na tabela 1 – ou seja, elegíveis ao programa por ambas os anos); ii) escolas que possuem apenas o 5º ano ou apenas o 9º ano com Ideb menor que o *cutoff*; e iii) escolas que não são elegíveis em nenhum dos dois anos, com Ideb maior que o *cutoff*. Diante disso, como forma de verificar o efeito do programa nos anos iniciais e finais, considerou-se no modelo de estimação a amostra descrita na tabela 2, em que no grupo de tratamento contém as escolas do primeiro grupo, que foram elegíveis ao programa no 5º e 9º anos, simultaneamente, em determinado ano  $T_0$ . No grupo de controle, estão as escolas que não são elegíveis ao programa em nenhum dos anos escolares no grupo de controle, excluindo-se as escolas que foram elegíveis em apenas um ano.

Dessa forma, verificou-se o efeito da política sobre a nota dos alunos dessas escolas em cada período pós-tratamento até 2015 (tabela 2). Para as escolas priorizadas pelo critério do Ideb de 2005, o tratamento ocorre em 2007 e 2008 ( $T_0$ ). Por essa razão, optou-se por estimar os efeitos do programa a partir do desempenho em 2009, e, assim, sucessivamente, o efeito foi estimado para os demais critérios, conforme a tabela 2.

TABELA 2  
Descrição do grupo de tratamento e controle

Critério adotado	Período de tratamento	Período pós-tratamento			
	$T_0$	$T_1$	$T_2$	$T_3$	$T_4$
Ideb 2005	2007-2008	2009	2011	2013	2015
Ideb 2007	2009-2010	2011	2013	2015	-
Ideb 2009	2011-2012	2013	2015	-	-

Fonte: Inep/MEC. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/component/content/article/137-programas-e-aco-es-1921564125/pde-plano-de-desenvolvimento-da-educacao-102000926/179-funcionamento> e <https://pdeescola.mec.gov.br/index.php/documentos-importantes>. Acesso em: 20 fev. 2020.

Elaboração dos autores.

13. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/component/content/article/137-programas-e-aco-es-1921564125/pde-plano-de-desenvolvimento-da-educacao-102000926/179-funcionamento>. Acesso em: 20 fev. 2020.

### 3.2 Estratégia empírica

O programa PDE-Escola possui uma regra de elegibilidade do grupo de tratamento. Em vista disso, o método de comparar participantes e não participantes, obtendo a diferença dos resultados potenciais dos dois grupos, pode conduzir a estimativas viesadas do efeito do programa. Assim, a abordagem empírica consiste em explorar a descontinuidade na regra de participação do PDE-Escola, verificando se a adesão ao programa causou mudanças no desempenho escolar dos alunos de escolas ao redor dos critérios de elegibilidade.

As regras do PDE-Escola definem que uma escola pode ser priorizada pelo menos em um dos anos do ensino fundamental (5º ou 9º ano), se possuir o Ideb igual ou inferior à média nacional. Desse modo, pode existir um ponto de salto de probabilidade (*cutoff*) que faz parte dos critérios à adesão das escolas ao programa (tabela 1). Para tanto, adotou-se a regressão descontínua *fuzzy*, introduzida inicialmente por Thistlethwaite e Campbell (1960). Nessa metodologia, as observações de um dos lados do *cutoff* – abaixo ou acima do valor determinado – serão elegíveis ao programa e as do lado contrário não serão.

Nesse contexto, utilizamos o Ideb como variável de atribuição. Conforme descrito na tabela 1, as escolas tornam-se elegíveis à participação no PDE-Escola se apresentarem o Ideb menor ou igual à média nacional no 5º e/ou 9º ano, sendo esses os pontos de descontinuidade (*cutoffs*).

Em um desenho *fuzzy*, o critério de elegibilidade não atua de forma determinística para definir o tratamento. Trata-se justamente do caso do programa PDE-Escola: por um lado, escolas com Ideb abaixo do ponto de corte não foram beneficiadas pelo programa, em função da adesão voluntária, entre outros fatores, como a competência e liderança dos diretores da escola; por outro lado, há escolas não elegíveis que foram beneficiadas pelo programa. Assim, os pontos de corte definidos pela regra de seleção representam uma mudança na probabilidade, mas não de 0 a 1 – a mudança na probabilidade de participação que passa de 0 a 1 corresponde ao RDD *sharp*.

O RDD *fuzzy* pode ser entendido como uma estratégia de estimação por variáveis instrumentais, em que a descontinuidade se torna uma variável instrumental para o tratamento. Logo, permite identificar o efeito local do PDE-Escola ao adotar o Ideb como uma variável instrumental para a participação no programa. Posto isto, o modelo estimado neste estudo é formalizado na equação (1), em que  $Y_{it}$  é a nota do estudante  $i$  em língua portuguesa ou matemática no ano  $t$  e  $PDE_{it}$  se refere ao programa PDE-Escola, que assume valor igual a 1, caso a escola seja elegível ao programa, e 0, caso contrário. O valor do Ideb<sup>14</sup>  $I_{it}$  indica se a escola

---

14. Mantiveram-se na amostra as escolas com Ideb maior ou igual a 1.

está acima ou abaixo do valor de corte na escola  $i$  para o ano  $t$ , enquanto  $I_{it}$  é um termo de erro. Estima-se o seguinte modelo:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 PDE_{it} + \beta_2 I_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

O parâmetro  $\beta_1$  capta a diferença entre os alunos que estão em uma escola com Ideb menor ou igual ao ponto de corte ( $c$ ). Caso o aluno esteja em uma escola com Ideb maior que o ponto de corte ( $c$ ), ele está no grupo de controle; caso esteja abaixo, frequenta uma escola do PDE-Escola.

Para estimar os efeitos do desempenho dos alunos, são empregadas regressões locais lineares com pesos *kernel* triangulares, com observações em torno dos *cutoffs* com um intervalo determinado ( $h$ ),<sup>15</sup> calculado por meio do procedimento de Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014). As estimativas principais foram estimadas com *bandwidth* ótimo e polinômio de primeira ordem.

Uma das principais hipóteses de identificação é de que a variável de resultado seja uma função contínua no *cutoff* da variável de alocação, de modo que as observações ao redor do *cutoff* são bem parecidas e as observações não tratadas que estão bem próximas do limiar podem representar um bom contrafactual para o grupo de tratamento. Outra hipótese é de que o programa é atribuído aleatoriamente. Assim, as escolas não possuem controle exato da atribuição ao programa.

Para testar a validade do modelo, realizaram-se a análise gráfica da descontinuidade e testes de densidade recomendados por Cattaneo, Jansson e Ma (2018), com o intuito de verificar se não há manipulação da variável de elegibilidade (*running variable*). Ou seja, verificar se as escolas podem manipular o Ideb para tornarem-se elegíveis ao programa.

Conforme Calonico *et al.* (2019), torna-se necessário o uso de covariadas para aumentar a precisão do efeito do tratamento em desenhos RDD, sendo necessário que o tratamento não tenha efeito sobre as covariáveis próximas ao ponto de corte. Portanto, realizaram-se testes de balanceamento sobre as covariadas, com o objetivo de verificar a aleatorização dos grupos de controle e tratamento.

Outra verificação, recomendada por Imbens e Lemieux (2008), é analisar a sensibilidade das estimativas em relação ao *bandwidth*. Com efeito, além de estimar com o *bandwidth* ótimo, os autores sugerem realizar estimativas com metade e o dobro do *bandwidth*. Além dessa análise, verificaram-se estimativas com mudanças na forma funcional do modelo (quadrático e cúbico).

15. Foi utilizado o pacote *rdwselect* do software Stata.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Testes de validade

Os gráficos A.1, A.2, A.3 e A.4, que se encontram no apêndice A, exibem a relação entre as notas dos alunos em português e matemática e a elegibilidade de participação da escola no programa PDE-Escola. A análise gráfica é instrumento que permite identificar e validar a estratégia em uma análise de descontinuidade. Quando há indicativos visuais de descontinuidade no ponto de corte, possivelmente, as estimativas indicam a existência de efeitos significativos. Observa-se, nos gráficos, a descontinuidade ao redor dos *cutoffs*, o que representa um salto na probabilidade de participação entre os que estão acima e abaixo desses pontos de corte. Logo, os alunos situados à esquerda do *cutoff* são de escolas elegíveis ao programa e os alunos à direita, de escolas que não são elegíveis.

Uma preocupação no RDD é a existência de manipulação na variável de interesse, em que as escolas poderiam manipular as informações que determinam o critério para a inclusão no programa. Tal possibilidade é improvável, pois os exames de desempenho são avaliações externas à escola – ou seja, as escolas não têm controle de declarar incorretamente o Ideb, que é calculado por um órgão externo.

Realizou-se, portanto, o teste de densidade, proposto por Cattaneo, Jansson e Ma (2018), para descartar a possibilidade de manipulação da variável de elegibilidade em torno do *cutoff*. A tabela 3 apresenta os resultados desses testes, e verificou-se que não há evidências estatísticas de manipulação sistemática, visto que o *p*-valor é maior que 5% em todos os critérios do Ideb dos anos iniciais e finais, o que rejeita a hipótese de manipulação da variável de elegibilidade. Ademais, nos gráficos A.5 e A.6, no apêndice A, pode-se observar que em nenhum dos gráficos dos *cutoffs* há indícios de manipulação da variável de elegibilidade, em que não há forte concentração das distribuições dos Idebs das escolas em torno dos pontos de corte. Assim, a premissa de que as escolas não tenham controle sobre a variável de elegibilidade sustenta-se.

TABELA 3

#### Resultado do teste de manipulação da variável de elegibilidade

Critério Ideb	Ideb 2005	Ideb 2007	Ideb 2009
	2.7	4.2	4.4
5º ano	1,292 (0,196)	0,703 (0,482)	0,798 (0,425)
	2.8	3.8	3.7
9º ano	0,130 (0,896)	-0,573 (0,566)	-1,086 (0,277)

Fonte: Inep/MEC. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/component/content/article/137-programas-e-acoes-1921564125/pde-plano-de-desenvolvimento-da-educacao-102000926/179-funcionamento> e <https://pdeescola.mec.gov.br/index.php/documentos-importantes>. Acesso em: 20 fev. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: *p*-valor entre parênteses.

## 4.2 Os efeitos do PDE-Escola sobre os resultados educacionais

As escolas participantes do PDE-Escola atendem estudantes com características socioeconômicas mais desfavoráveis, de acordo com variáveis pré-tratamento. Nessas escolas, há maior proporção de não brancos e estudantes com pais e mães com menor escolaridade, bem como menor proporção de estudantes que possuem computador. Em geral, essas escolas têm menor disponibilidade de recursos (tabelas A.1 e A.2).

Os resultados dos testes de balanceamento sobre as covariadas (quadro A.1), com o objetivo de verificar a aleatorização dos grupos de controle e tratamento, são apresentados na tabela A.3. Observa-se que somente no primeiro critério do programa, Ideb 2005, para o 5º ano, a maioria das variáveis são balanceadas – ou seja, não há evidências de descontinuidade significativas. Diante disso, o impacto do programa PDE-Escola será explorado apenas nesse critério e nessa série, de forma a se ter uma análise mais robusta da estratégia empírica adotada, embora os resultados para o 9º ano também sejam reportados.

A tabela 4 apresenta os principais resultados desta pesquisa, especificamente para os alunos do 5º ano das escolas beneficiadas pelo Ideb 2005, a partir da equação (1). Duas especificações foram estimadas: modelo sem covariadas (coluna 1) e com covariadas (coluna 2).<sup>16</sup> Os resultados para os demais critérios de participação no programa estão disponíveis na tabela A.4 (apêndice A). Para esse critério, verificou-se que o programa teve efeito negativo no modelo sem covariadas. Porém, ao analisar-se o modelo com covariadas, considerado mais robusto, percebe-se efeito nulo para ambas as disciplinas avaliadas em todos os períodos, que são resultados contrários ao esperado. Isso se mantém tanto no curto quanto no médio prazo, após três anos ou mais de exposição.

TABELA 4  
Estimação do efeito do PDE-Escola para o critério Ideb 2005

Série	Critério Ideb 2005	2009		2011		2013		2015	
		1	2	1	2	1	2	1	2
5º ano	Português	-3,648* (0,755)	0,259 (1,378)	-4,318* (0,497)	1,762 (1,712)	-3,602* (0,584)	3,449 (1,884)	-3,583* (0,905)	1,115 (1,346)
	Matemática	-1,757* (0,472)	0,901 (1,536)	-3,915* (0,496)	3,040 (1,786)	-4,536* (1,058)	2,684 (1,680)	-1,121 (0,756)	-0,118 (1,166)
	Número de observações	1.395.292	366.804	1.222.049	267.801	1.078.087	243.369	1.058.587	258.435

(Continua)

16. O vetor de covariadas é formado por características dos alunos e *background* familiar (idade, sexo, cor/raça, educação, bem como incentivo e participação dos pais) e das escolas; infraestrutura (laboratório de informática, ciências, internet e computadores); e tamanho da turma.

(Continuação)

Série	Critério Ideb 2005	2009		2011		2013		2015	
		1	2	1	2	1	2	1	2
9º ano	Português	-2,949* (0,779)	-2,145* (0,934)	-6,302* (0,730)	-2,402* (1,109)	-8,957* (0,794)	-5,589* (0,957)	-7,557* (0,690)	-4,720* (1,013)
	Matemática	-4,883* (0,652)	-1,357 (0,941)	-6,904* (0,620)	-2,257* (0,963)	-9,749* (0,833)	-5,646* (0,946)	-7,453* (0,716)	-5,672* (0,867)
	Número de observações	1.004.782	480.865	849.612	380.733	813.582	370.871	732.398	329.292
	Covariadas	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Fonte: Prova Brasil do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/ acesso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*  $p < 0,05$ .

2. Erros-padrão entre parênteses.

Para verificar a robustez desses resultados, novas estimativas foram realizadas a partir de variações da forma funcional ou da escolha do *bandwidth* (tabela A.5, no apêndice A). Os resultados sugerem robustez quanto às mudanças da forma funcional (quadrática e cúbica) e às variações sugeridas do *bandwidth* ótimo ( $h$ ) – metade e o dobro de ( $h$ ) –, conforme sugerem Imbens e Lemieux (2008).

Diante desses efeitos, pode-se observar que as práticas de gestão escolar, introduzidas pelo PDE-Escola, não causaram melhoria nos resultados escolares dos discentes. Alves *et al.* (2016), utilizando modelo de efeitos fixos ao nível da escola, encontraram resultados com magnitude próxima de 0 na maioria dos casos. Para as escolas do 5º ano, obtiveram efeito negativo em matemática, enquanto em língua portuguesa o efeito foi nulo. Ademais, os autores observaram efeito positivo em matemática para os alunos do 9º ano, porém de baixa magnitude. Além disso, os autores verificaram o efeito negativo nas duas disciplinas para as escolas que deixaram de receber os recursos do programa em determinado ano, após a implementação do plano de melhoramento.

Os efeitos encontrados nesta pesquisa podem estar associados ao desenho da política que, diferentemente de outros programas de *accountability* (Hanushek e Raymond, 2004; Fernandez, 2011; Tavares, 2015), não previa punição para as escolas que não cumprirem as metas do plano ou bônus/premiações para as escolas que melhorarem seus resultados. Portanto, existe menor incentivo para a escola inserir práticas de gestão com vistas à melhoria do desempenho dos alunos. Assim, o programa diferencia-se das características mencionadas por Bloom *et al.* (2014), em que as melhores práticas de gestão devem englobar, além de metas e monitoramento, incentivos por apresentarem melhor *performance*.

### 4.3 Efeitos heterogêneos

Este estudo também buscou verificar potenciais efeitos heterogêneos da política, considerando-se os níveis de proficiência dos alunos e em relação aos níveis de experiência dos diretores, que são os responsáveis por implantar e fiscalizar o plano estratégico do PDE-Escola. Espera-se, por exemplo, que exista heterogeneidade nos resultados ao considerar os diretores mais e menos experientes. A análise a seguir centra-se apenas no critério do Ideb de 2005 para alunos do 5º ano, em função da independência condicional entre esse critério de tratamento e as covariadas verificadas no teste de balanceamento descrito anteriormente. Na tabela 5, as análises são condicionadas aos níveis de proficiências dos alunos do 5º ano.

**TABELA 5**  
**Efeitos do PDE-Escola no desempenho dos alunos por nível de proficiência: critério Ideb 2005**

Disciplina	Nível de proficiência	2009		2011		2013		2015	
		1	2	1	2	1	2	1	2
Português	Insuficiente	-1,766* (0,406)	-1,140 (0,803)	-1,009* (0,351)	-0,648 (0,723)	-1,034* (0,475)	-0,098 (1,070)	-0,549 (0,510)	-1,168 (0,745)
	Básico	-0,371 (0,327)	0,403 (0,563)	-0,845* (0,386)	0,385 (0,719)	-0,438 (0,431)	-1,919 (0,977)	0,082 (0,359)	0,453 (0,578)
	Proficiente	0,680 (0,487)	0,234 (0,907)	0,775 (0,418)	1,770 (0,852)	0,153 (0,456)	1,609 (0,957)	0,064 (0,445)	0,876 (0,757)
	Avançado	2,256 (1,642)	4,392 (2,911)	-1,749 (1,507)	-1,512 (3,037)	-2,476 (1,366)	-1,215 (2,796)	2,508* (1,209)	3,912* (1,880)
Matemática	Insuficiente	-2,129* (0,542)	0,393 (0,965)	-2,158* (0,478)	-1,029 (0,931)	-3,499* (0,791)	-2,677 (1,401)	-0,310 (0,379)	0,631 (0,618)
	Básico	-0,008 (0,313)	-0,377 (0,639)	-0,437 (0,3978)	-0,931 (0,860)	0,617* (0,337)	1,308 (0,722)	0,338 (0,314)	0,126 (0,632)
	Proficiente	-0,135 (0,485)	0,892 (1,069)	-0,2734 (0,583)	-0,399 (0,976)	0,224 (0,427)	-1,546 (0,963)	0,296 (0,510)	0,130 (0,809)
	Avançado	1,496 (1,906)	-2,944 (3,834)	-0,507 (1,516)	0,353 (3,778)	-0,905 (1,523)	-2,353 (3,160)	-2,143 (1,329)	-7,077* (2,949)
	Covariadas	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

Fonte: Prova Brasil do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/ acesso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*  $p < 0,05$ .

2. Erros-padrão entre parênteses.

Na maioria dos casos, o programa não apresenta efeito sobre as notas dos alunos. No modelo sem covariadas, o programa gera efeitos redutores nas notas de português e matemática dos alunos com níveis de proficiência insuficiente e nos três ciclos das avaliações pós-tratamento. Enquanto, no modelo com covariadas, esse efeito foi observado apenas nas notas de matemática dos alunos de nível avançado do último ciclo de avaliações – em 2015. Por sua vez, nesse mesmo ano, observa-se efeito positivo nas pontuações de português para os alunos de nível avançado, tanto no

modelo sem controle como no modelo com controle. Esses resultados são contrários aos identificados por Tavares (2015), que encontrou efeito positivo somente sobre a proficiência de matemática.

Além disso, realizaram-se estimações de acordo com a experiência do diretor da escola. Na tabela 6, encontra-se a análise segmentada em dois grupos, de acordo com a experiência do diretor (*mais experientes e menos experientes*).<sup>17</sup> As estimativas são apresentadas apenas para o primeiro ciclo pós-tratamento, em função da rotatividade dos diretores ao longo do tempo. Assim, em 2009, diretores que estão na mesma escola a partir de cinco anos foram considerados mais experientes. Observa-se que o efeito negativo no desempenho dos alunos de ambas as disciplinas foi verificado apenas entre os alunos dirigidos por diretores menos experientes no modelo sem covariadas, sugerindo-se que a menor experiência na função pode implicar menores habilidades com práticas gerenciais em relação aos diretores mais experientes, uma vez que a experiência dos diretores tem efeitos sobre as notas dos alunos (Béteille, Kalogrides e Loeb, 2011). No entanto, os resultados do modelo com covariadas apontam que o programa não tem efeito significativo nos resultados escolares.

TABELA 6

**Efeito do PDE-Escola no desempenho dos alunos por nível de experiência do diretor: critério Ideb 2005 (2009)**

Disciplina	Experiência do diretor	2009	
		1	2
Português	Mais experientes	-1,615 (1,188)	-1,199 (2,764)
	Menos experientes	-3,315* (0,633)	1,221 (1,807)
Matemática	Mais experientes	-0,799 (1,129)	1,529 (2,995)
	Menos experientes	-3,092* (0,663)	-1,925 (2,030)
	Covariadas	Não	Sim

Fonte: Prova Brasil do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*  $p < 0,05$ .

2. Erros-padrão entre parênteses.

#### 4.4 Mecanismos de transmissão

Diante dos resultados, acredita-se que a implementação da política de gestão escolar não foi capaz de promover um mecanismo de incentivo para a melhoria dos resultados escolares. Algumas características do programa podem estar associadas a esses

17. Classificação baseada em Silva (2016).

resultados; por exemplo, cada escola elabora seu plano com metas e prioridades distintas, podendo existir baixa qualidade no planejamento. Fernandez (2011) sugere que um plano de melhoria escolar de alta qualidade traz maior desempenho aos alunos. De acordo com Meyers e Hitt (2018), a falta de qualidade nos planos está associada às perspectivas e às habilidades dos diretores. Ademais, fatores como fadiga mental, restrições de tempo ou demandas concorrentes podem relegar o planejamento de melhorias a um *status* de menor urgência que outras responsabilidades do trabalho de liderança dos sistemas escolares.

Importa destacar que o programa não prevê o cancelamento do recebimento de alguma das parcelas de recursos caso a escola não execute o plano de melhoramento, como ocorre no programa Prêmio Escola Nota Dez, no Ceará, no qual as escolas premiadas recebem 75% do valor e os 25% restantes estão condicionados a elevar ou manter seus resultados na avaliação do estado e apoiar determinada escola que obteve piores resultados escolares. Calderón, Raquel e Cabral (2015) ressaltam que, além de reconhecer o empenho das escolas que tiveram alto desempenho, o Nota Dez induz relações de cooperação por meio da transferência de conhecimentos e experiências entre uma escola de alto e outra de baixo desempenho.

Para Carneiro e Irffi (2021), o grande diferencial do Prêmio Escola Nota Dez do Ceará é induzir a cooperação entre escolas de alto e baixo desempenho, condicionando parte dos repasses ao atingimento de metas por parte da escola apoiada. No entanto, pelos resultados dos autores, apenas o apoio no 2º ano produziu efeitos consistentes sobre os resultados do ensino fundamental. A análise de longo prazo mostrou que o apoio à alfabetização produz efeitos duradouros, sendo possível distingui-los até mesmo uma década após o ingresso no programa.

A abrangência do programa também pode ter sido decisiva para esses resultados. Por ter abrangência nacional, podem existir dificuldades de monitoramento das ações implementadas, que colaboram para o uso ineficiente dos recursos destinados pelo programa. Efeitos do Programa Mais Educação (PME), por exemplo, que também possui abrangência nacional e que visa melhorar a aprendizagem no ensino fundamental, ao ampliar a jornada escolar, foram similares aos do PDE-Escola, conforme mostram os estudos de Gandra (2017) e Xerxenevsky (2012).

Sob outra perspectiva, o PDE-Escola, que é um programa que responsabiliza a *performance* das escolas aos diretores e professores, pode causar pressão por melhores resultados, de modo que a busca por melhores resultados pode gerar uma pressão na equipe responsável pela implementação do plano de melhoramento. Essa pressão pode elevar os níveis de ansiedade e estresse dos alunos, e isso se refletiria no desempenho dos testes. Algumas evidências apontam para existência de associação negativa entre níveis de ansiedade e desempenho dos alunos (Anyadubalu, 2010; Wood, 2006).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo investigou os efeitos do programa PDE-Escola sobre o desempenho dos alunos das escolas beneficiadas, por meio de modelo de desenho de regressão descontínua *fuzzy*. Os resultados encontrados apontam que o PDE-Escola não tem efeito significativo nas notas de português e matemática. Adicionalmente, efeitos heterogêneos por nível de proficiência e experiência dos diretores também foram identificados. Assim, as práticas de gestão escolar introduzidas pelo PDE-Escola não causaram melhoria nos resultados escolares dos alunos das escolas públicas beneficiadas. Tais resultados podem estar associados ao próprio desenho do PDE-Escola, como a falta de mecanismos que obriguem as escolas a executarem o plano estratégico elaborado. Além disso, planos de melhoria escolar com baixa qualidade podem ter sido aprovados pelo programa. Ademais, o PDE-Escola pode ter causado uma pressão em gestores e docentes para a obtenção de melhores resultados, aumentando os níveis de ansiedade nos alunos, o que culminou em menor desempenho nos testes.

Por fim, vale salientar que o PDE-Escola pode ter contribuído positivamente em outros fatores escolares relacionados a incrementos na infraestrutura da escola, indicadores de rendimento (aprovação, reprovação e abandono) e até mesmo à melhoria na gestão da escola, que podem ser pesquisas futuras. Este trabalho contribui com a discussão concernente às políticas educacionais, trazendo referências, principalmente, aos programas executados internamente pelas escolas e à necessidade de existir um sistema de acompanhamento, de forma a verificar os desafios e avaliar a situação de cada realidade da instituição escolar. No entanto, cabe ressaltar que o método de RDD, por tratar-se de efeito local em torno das notas de corte, tem alta validade interna e baixa validade externa.

## REFERÊNCIAS

- ALVES, F. *et al.* Efeitos do Plano de Desenvolvimento da Escola nos resultados escolares. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, v. 27, n. 64, p. 128-159, jan.-abr. 2016.
- ANYADUBALU, C. C. Self-efficacy, anxiety, and performance in the english language among middle-school students in english language program in Satri Si Suriyothai School, Bangkok. **International Journal of Human and Social Sciences**, v. 5, n. 3, p. 233-238, 2010.
- BÉTEILLE, T.; KALOGRIDES, D.; LOEB, S. **Stepping stones**: principal career paths and school outcomes. Cambridge, Estados Unidos: NBER, jul. 2011. (Working Paper, n. 17243).
- BIONDI, R. L.; FELÍCIO, F. de. **Atributos escolares e o desempenho dos estudantes**: uma análise em painel dos dados do Saeb. Brasília: Inep/MEC, 2007. (Texto para Discussão, n. 28).

BLOOM, N. *et al.* Management practices across firms and countries. **Academy of Management Perspectives**, Nova York, v. 26, n. 1, p. 12-33, 2012.

BLOOM, N. *et al.* **The new empirical economics of management**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, maio 2014. (Working Paper, n. 20102).

BRASIL. Ministério da Educação. **O Plano de Desenvolvimento da Educação: razões, princípios e programas**. Brasília: MEC, 2006a. Disponível em: <http://portal.mec.gov.br/arquivos/livro/livro.pdf>. Acesso em: 20 fev. 2020.

BRASIL. Ministério da Educação. **Como elaborar o Plano de Desenvolvimento da Escola: aumentando o desempenho da escola por meio do planejamento eficaz**. Brasília: MEC, 2006b. Disponível em: [http://ftp.fnde.gov.br/web/fundescola/publicacoes\\_manuais\\_técnicos/pde\\_escola.pdf](http://ftp.fnde.gov.br/web/fundescola/publicacoes_manuais_técnicos/pde_escola.pdf). Acesso em: 20 fev. 2020.

BRASIL. Decreto nº 6.094, de 24 de abril de 2007. Dispõe sobre a implementação do Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação, pela União Federal, em regime de colaboração com municípios, Distrito Federal e estados, e a participação das famílias e da comunidade, mediante programas e ações de assistência técnica e financeira, visando à mobilização social pela melhoria da qualidade da educação básica. **Diário Oficial da União**, Brasília, 25 abr. 2007. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2007-2010/2007/decreto/d6094.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/decreto/d6094.htm). Acesso em: 18 mar. 2023.

BRASIL. Ministério da Educação. Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação. Resolução/CD/FNDE nº 25, de 24 de maio de 2011. Dispõe sobre a destinação de recursos financeiros, nos moldes e sob a égide da Resolução nº 17, de 19 de abril de 2011, a escolas públicas da educação básica para a implementação do Plano de Desenvolvimento da Escola (PDE Escola). **Diário Oficial da União**, Brasília, 24 maio 2011. Disponível em: [https://pdeescola.mec.gov.br/images/stories/pdf/resol\\_25\\_fnde\\_250511.pdf](https://pdeescola.mec.gov.br/images/stories/pdf/resol_25_fnde_250511.pdf). Acesso em: 25 mar. 2020.

BRASIL. Ministério da Educação. **Manual do PDE interativo**. Brasília: MEC, jun. 2012. Disponível em: [http://pdeescola.mec.gov.br/images/stories/pdf/pdeinterativo\\_manual\\_junho2012.pdf](http://pdeescola.mec.gov.br/images/stories/pdf/pdeinterativo_manual_junho2012.pdf). Acesso em: 20 fev. 2020.

BROOKE, N. O futuro das políticas de responsabilização educacional no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo, v. 36, n. 128, p. 377-401, maio-ago. 2006.

CALDERÓN, A. I.; RAQUEL, B. M. G.; CABRAL, E. S. O Prêmio Escola nota 10: meritocracia e cooperação para a melhoria do desempenho escolar. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 87, p. 517-540, abr.-jun. 2015.

CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; TITIUNIK, R. Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs. **Econometrica**, v. 82, n. 6, p. 2295-2326, nov. 2014.

CALONICO, S. *et al.* Regression discontinuity designs using covariates. **The Review of Economics and Statistics**, v. 101, n. 3, p. 442-451, jul. 2019.

CAPUTO, A.; RASTELLI, V. School improvement plans and student achievement: preliminary evidence from the quality and merit project in Italy. **Improving Schools**, v. 17, n. 1, p. 72-98, 2014.

CARNEIRO, D.; IRFFI, G. Apoio à cooperação técnica entre escolas na educação fundamental: uma análise do Prêmio Escola Nota Dez. *In: ENCONTRO DE ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE*, 17., 2021, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza, 2021. Disponível em: <https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2021/11/APOIO-A-COOPERACAO-TECNICA-ENTRE-ESCOLAS-NA-EDUCACAO-FUNDAMENTAL.pdf>.

CARNOY, M. *et al.* How schools and students respond to school improvement programs: the case of Brazil's PDE. **Economics of Education Review**, v. 27, n. 1, p. 22-38, fev. 2008.

CATTANEO, M. D.; JANSSON, M.; MA, X. Manipulation testing based on density discontinuity. **The Stata Journal**, v. 18, n. 1, p. 234-261, 2018.

ELACQUA, G. *et al.* Short-run effects of accountability pressures on teacher policies and practices in the voucher system in Santiago, Chile. **School Effectiveness and School Improvement**, v. 27, n. 3, p. 385-405, 2016.

ESCOBAR, I. H. G. School improvement plans, a tool to improve the quality of education. **New Trends and Issues Proceedings on Humanities and Social Sciences**, v. 6, n. 1, p. 440-450, maio 2019.

FERNANDEZ, K. E. Evaluating school improvement plans and their effect on academic performance. **Educational Policy**, v. 25, n. 2, p. 338-367, mar. 2011.

GANDRA, J. M. de F. V. **O impacto da educação em tempo integral no desempenho escolar: uma avaliação do programa mais educação**. 2017. 84 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2017.

HANUSHEK, E. A.; RAYMOND, M. E. The effect of school accountability systems on the level and distribution of student achievement. **Journal of the European Economic Association**, Londres, v. 2, n. 2-3, p. 406-415, 2004.

HUBER, D. J.; CONWAY, J. M. The effect of school improvement planning on student achievement. **Planning and Changing**, v. 46, n. 1-2, p. 56-70, abr. 2015.

IMBENS, G. W.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs: a guide to practice. **Journal of Econometrics**, v. 142, n. 2, p. 615-635, fev. 2008.

LOCKHEED, M.; HARRIS, A.; JAYASUNDERA, T. School improvement plans and student learning in Jamaica. **International Journal of Educational Development**, v. 30, n. 1, p. 54-66, jan. 2010.

MEYERS, C. V.; HITT, D. H. Planning for school turnaround in the United States: an analysis of the quality of principal-developed quick wins. **School Effectiveness and School Improvement**, v. 29, n. 3, p. 362-382, 2018.

MILLER, A. Principal turnover and student achievement. **Economics of Education Review**, v. 36, p. 60-72, 2013.

SANTIBAÑEZ, L.; ABREU-LASTRA, R.; O'DONOGHUE, J. L. School based management effects: resources or governance change? Evidence from Mexico. **Economics of Education Review**, v. 39, p. 97-109, abr. 2014.

SILVA, A. A. **Efeitos da *hard accountability* na gestão das escolas públicas estaduais brasileiras**. 2016. 51 f. Dissertação (Mestrado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2016.

SIMS, D. P. Can failure succeed? Using racial subgroup rules to analyze the effect of school accountability failure on student performance. **Economics of Education Review**, v. 32, p. 262-274, fev. 2013.

TAVARES, P. A. The impact of school management practices on educational performance: evidence from public schools in São Paulo. **Economics of Education Review**, v. 48, p. 1-15, out. 2015.

THISTLETHWAITE, D.; CAMPBELL, D. Regression-discontinuity analysis: an alternative to the ex post facto experiment. **Journal of Educational Psychology**, v. 51, n. 6, p. 309-317, 1960.

WOOD, J. J. Effect of anxiety reduction on children's school performance and social adjustment. **Developmental Psychology**, Washington, v. 42, n. 2, p. 345-349, mar. 2006.

WORLD BANK. **World development report 2004: making services work for poor people**. Washington: Banco Mundial; Oxford: Oxford University Press, 2003. Disponível em: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/5986>. Acesso em: 20 fev. 2020.

XERXENEVSKY, L. L. **Programa Mais Educação: avaliação do impacto da educação integral no desempenho de alunos no Rio Grande do Sul**. 2012. 142 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

## APÊNDICE A

QUADRO A.1  
Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Dependentes	
Nota de português	Nota do aluno na Prova Brasil em português
Nota de matemática	Nota do aluno na Prova Brasil em matemática
Características dos alunos	
Raça	1=se branca; 0=caso contrário
Sexo	1=se masculino; 0=caso contrário
Idade	Idade do aluno
Computador	1=se o aluno possui computador; 0=caso contrário
Mães-Médio	1=se a mãe concluiu o ensino médio; 0=caso contrário
Mães-Superior	1=se a mãe concluiu o ensino superior; 0=caso contrário
Pais-Médio	1=se o pai concluiu o ensino médio; 0=caso contrário
Pais-Superior	1=se o pai concluiu o ensino superior; 0=caso contrário
Incentivo	1=se os pais incentivam a estudar; 0=caso contrário
Reunião	1=se os pais participam das reuniões; 0=caso contrário
Características das escolas	
Lab. informática	1=se a escola possui laboratório de informática; 0=caso contrário.
Lab. ciências	1=se a escola possui laboratório de ciências; 0=caso contrário.
Acesso_internet	1=se a escola possui acesso à internet para os alunos; 0=caso contrário.
Biblioteca	1=se a escola possui biblioteca; 0=caso contrário.
Num_computadores_aluno	Quantidade de computadores por aluno
Média_alunos_turma	Quantidade média de alunos por turma

Fontes: Prova Brasil e Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira do Ministério da Educação (Inep/MEC). Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/ acesso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

Elaboração dos autores.

TABELA A.1

## Estatísticas descritivas pré-tratamento de variáveis selecionadas: 5º ano

	Ideb 2005			Ideb 2009			Ideb 2011		
	Não tratados	Tratados	Diferença	Não tratados	Tratados	Diferença	Não tratados	Tratados	Diferença
Características dos alunos									
Raça	0,262 (0,439)	0,270 (0,444)	-0,008*	0,426 (0,494)	0,313 (0,464)	0,113*	0,391 (0,488)	0,237 (0,425)	0,154*
Sexo	0,502 (0,499)	0,503 (0,499)	-0,001	0,507 (0,499)	0,512 (0,499)	-0,005*	0,508 (0,499)	0,525 (0,499)	-0,017*
Idade	11,159 (1,417)	11,363 (1,530)	-0,204*	10,477 (0,887)	10,904 (1,235)	-0,427*	10,511 (0,864)	11,235 (1,445)	-0,724
Computador	0,156 (0,363)	0,132 (0,338)	0,024*	0,551 (0,497)	0,340 (0,474)	0,211*	0,675 (0,468)	0,219 (0,414)	0,455*
Mães-Médio	0,123 (0,328)	0,108 (0,309)	0,015*	0,206 (0,405)	0,150 (0,358)	0,056*	0,249 (0,433)	0,179 (0,383)	0,070*
Mães-Superior	0,124 (0,330)	0,107 (0,309)	0,017*	0,178 (0,383)	0,124 (0,329)	0,054*	0,299 (0,458)	0,114 (0,317)	0,185*
Pais-Médio	0,111 (0,315)	0,096 (0,295)	0,015*	0,189 (0,391)	0,134 (0,340)	0,055*	0,261 (0,439)	0,188 (0,391)	0,073*
Pais-Superior	0,151 (0,358)	0,133 (0,339)	0,018*	0,200 (0,400)	0,413 (0,350)	0,057*	0,277 (0,447)	0,089 (0,286)	0,186*
Incentivo	0,944 (0,229)	0,938 (0,240)	0,006*	0,979 (0,140)	0,959 (0,197)	0,020*	0,984 (0,126)	0,944 (0,230)	0,040*
Reunião	0,899 (0,300)	0,890 (0,312)	0,009*	0,938 (0,241)	0,917 (0,276)	0,021*	0,927 (0,260)	0,882 (0,322)	0,045*
Características das escolas									
Lab. informática	0,263 (0,440)	0,386 (0,487)	-0,123*	0,708 (0,454)	0,764 (0,424)	-0,056*	0,849 (0,357)	0,694 (0,460)	0,155*
Lab. ciências	0,056 (0,229)	0,083 (0,275)	-0,026*	0,114 (0,317)	0,179 (0,384)	-0,065*	0,112 (0,316)	0,077 (0,267)	0,035*
Acesso_internet	0,381 (0,486)	0,436 (0,496)	-0,055*	0,928 (0,258)	0,808 (0,394)	0,120*	0,966 (0,179)	0,548 (0,498)	0,418*
Num_computadores_aluno	9,505 (6,349)	10,792 (5,819)	-1,287*	14,167 (9,515)	14,481 (7,843)	-0,314*	18,189 (28,261)	11,627 (20,487)	6,562*
Média_alunos_turma	28,169 (5,129)	28,739 (5,686)	-0,570*	26,810 (4,275)	27,623 (4,810)	-0,813*	25,863 (4,169)	24,005 (4,643)	1,858*

Fontes: Prova Brasil e Saeb do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/acao-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*  $p$ -valor < 0,05.

2. Ideb – Índice de Desenvolvimento da Educação Básica.

TABELA A.2  
Estatísticas descritivas pré-tratamento de variáveis selecionadas: 9º ano

	Ideb 2005			Ideb 2009			Ideb 2011		
	Não tratados	Tratados	Diferença	Não tratados	Tratados	Diferença	Não tratados	Tratados	Diferença
Características dos alunos									
Raça	0,375 (0,484)	0,217 (0,412)	0,158*	0,465 (0,498)	0,265 (0,441)	0,200*	0,459 (0,498)	0,211 (0,408)	0,248*
Sexo	0,461 (0,498)	0,423 (0,494)	0,038*	0,484 (0,499)	0,456 (0,498)	0,028*	0,488 (0,499)	0,447 (0,497)	0,041*
Idade	14,887 (1,243)	15,778 (1,858)	-0,891*	14,328 (0,925)	14,774 (1,496)	-0,446	14,547 (0,856)	15,217 (1,447)	-0,670
Computador	0,374 (0,484)	0,113 (0,317)	0,261*	0,645 (0,478)	0,374 (0,484)	0,271*	0,754 (0,430)	0,219 (0,414)	0,535*
Mães-Médio	0,249 (0,432)	0,151 (0,358)	0,098*	0,288 (0,453)	0,217 (0,412)	0,071*	0,236 (0,425)	0,150 (0,357)	0,086*
Mães-Superior	0,089 (0,285)	0,050 (0,218)	0,039*	0,103 (0,304)	0,060 (0,238)	0,043*	0,350 (0,477)	0,145 (0,352)	0,206*
Pais-Médio	0,240 (0,427)	0,130 (0,002)	0,110*	0,279 (0,448)	0,189 (0,392)	0,090*	0,246 (0,430)	0,138 (0,345)	0,108*
Pais-Superior	0,081 (0,273)	0,039 (0,194)	0,042*	0,094 (0,292)	0,052 (0,221)	0,042*	0,336 (0,472)	0,098 (0,298)	0,238*
Incentivo	0,985 (0,121)	0,970 (0,170)	0,015*	0,987 (0,0001)	0,981 (0,0003)	0,006*	0,989 (0,102)	0,976 (0,154)	0,013*
Reunião	0,915 (0,278)	0,889 (0,313)	0,026*	0,929 (0,256)	0,923 (0,267)	0,006*	0,930 (0,254)	0,929 (0,257)	0,001
Características das escolas									
Lab. informática	0,669 (0,470)	0,433 (0,495)	0,236*	0,913 (0,281)	0,783 (0,412)	0,130*	0,954 (0,208)	0,700 (0,458)	0,254*
Lab. ciências	0,366 (0,481)	0,114 (0,317)	0,252*	0,428 (0,494)	0,200 (0,400)	0,228*	0,422 (0,494)	0,065 (0,247)	0,357*
Acesso_internet	0,758 (0,428)	0,483 (0,499)	0,275*	0,971 (0,168)	0,826 (0,379)	0,145*	0,979 (0,140)	0,558 (0,497)	0,422*
Num_computadores_aluno	14,279 (8,120)	11,353 (8,195)	2,926*	16,111 (10,803)	14,409 (7,726)	1,702*	19,970 (32,120)	10,934 (9,177)	9,037*
Média_alunos_turma	32,413 (5,744)	34,142 (6,871)	-1,729*	32,465 (4,749)	31,772 (5,524)	0,693*	31,482 (4,767)	28,356 (5,590)	3,126*

Fontes: Prova Brasil e Saeb do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/acao-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: \*  $p$ -valor < 0,05.

TABELA A.3  
Estimativas de RDD dos efeitos do PDE-Escola sobre características pré-tratamento

Características dos alunos	Ideb 2005		Ideb 2007		Ideb 2009	
	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano
Raça	0,009 (0,007)	-0,063* (0,006)	-0,004 (0,005)	-0,115* (0,006)	-0,001 (0,015)	-0,125* (0,007)
Sexo	0,001 (0,007)	-0,001 (0,007)	0,008* (0,003)	-0,008 (0,004)	0,016 (0,018)	-0,029* (0,008)
Idade	0,030 (0,202)	0,213* (0,032)	0,074* (0,012)	0,078* (0,012)	0,119* (0,038)	0,308* (0,023)
Computador	0,015 (0,006)	-0,096* (0,005)	0,012* (0,005)	-0,084* (0,004)	0,012 (0,022)	-0,265* (0,010)
Mães-Médio	-0,004 (0,005)	-0,034* (0,007)	-0,001 (0,003)	-0,010* (0,005)	0,004 (0,020)	-0,039* (0,007)
Mães-Superior	-0,011 (0,006)	0,006 (0,004)	-0,006 (0,003)	-0,012* (0,003)	-0,037* (0,016)	-0,079* (0,010)
Pais-Médio	0,002 (0,006)	-0,039 (0,007)	0,001 (0,004)	-0,019* (0,005)	0,040 (0,030)	-0,031* (0,008)
Pais-Superior	0,001 (0,007)	-0,009* (0,004)	-0,007 (0,004)	-0,007* (0,002)	-0,038* (0,018)	-0,101* (0,012)
Incentivo	-0,009* (0,005)	0,003 (0,002)	0,001 (0,001)	-0,003* (0,001)	-0,0004 (0,006)	-0,004 (0,002)
Reunião	-0,003 (0,005)	0,021* (0,004)	0,0003 (0,002)	-0,001 (0,003)	0,0003 (0,011)	0,001 (0,005)
Características das escolas						
Lab. informática	0,136* (0,009)	-	0,183* (0,005)	-	0,083 (0,049)	-0,149* (0,009)
Lab. ciências	-	-0,100* (0,006)	0,110* (0,004)	-	-	-
Acesso_internet	0,140* (0,004)	0,489* (0,002)	-	-0,097* (0,003)	-	-0,270* (0,009)
Num_computadores_aluno	-	-	-	-	-	-
Média_alunos_turma	-	-	0,295* (0,063)	-0,701* (0,064)	-0,074 (0,286)	-3,174* (0,114)

Fontes: Prova Brasil e Saeb do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/acao-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. RDD: regressão descontínua (*regression discontinuity design*); PDE-Escola: Plano de Desenvolvimento da Escola.

2. \*  $p$ -valor < 0,05.

3. Erros-padrão entre parênteses.

**TABELA A.4**  
**Estimação do efeito do PDE-Escola no desempenho dos alunos**

Série	5º ano	Ideb 2007						Ideb 2009			
		2011		2013		2015		2013		2015	
		1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
5º ano	Português	-0,797 (0,478)	0,340 (0,834)	-3,029* (0,549)	-1,902 (0,974)	-4,134* (0,448)	-3,059* (0,745)	-1,337 (1,340)	-0,003 (3,214)	-2,849 (1,749)	-1,859 (2,699)
	Matemática	-2,652* (0,445)	-1,579 (0,848)	-3,679* (0,521)	-1,441 (1,089)	-4,293* (0,380)	-3,196* (0,695)	5,083* (2,325)	6,992 (6,276)	-3,775 (2,023)	-1,615 (2,793)
	Número de observações	1.021.735	241.105	852.682	198.835	859.242	204.319	736.181	171.847	740.826	176.307
9º ano	Português	-8,006* (1,626)	-4,690* (0,616)	-6,807* (0,463)	-4,916* (0,614)	0,073 (4,385)	-3,324* (0,656)	-14,912* (1,012)	-8,580* (1,049)	-12,462* (0,867)	-9,841* (1,255)
	Matemática	-14,440* (1,683)	-5,238* (0,494)	-7,918* (0,407)	-5,765* (0,543)	-11,681 (6,277)	-3,571* (0,598)	-15,378* (1,041)	-9,079* (1,078)	-13,907* (0,940)	-8,866* (1,150)
	Número de observações	821.737	387.228	797.775	377.298	695.744	314.302	634.315	303.456	543.716	248.602
Covariadas		Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim

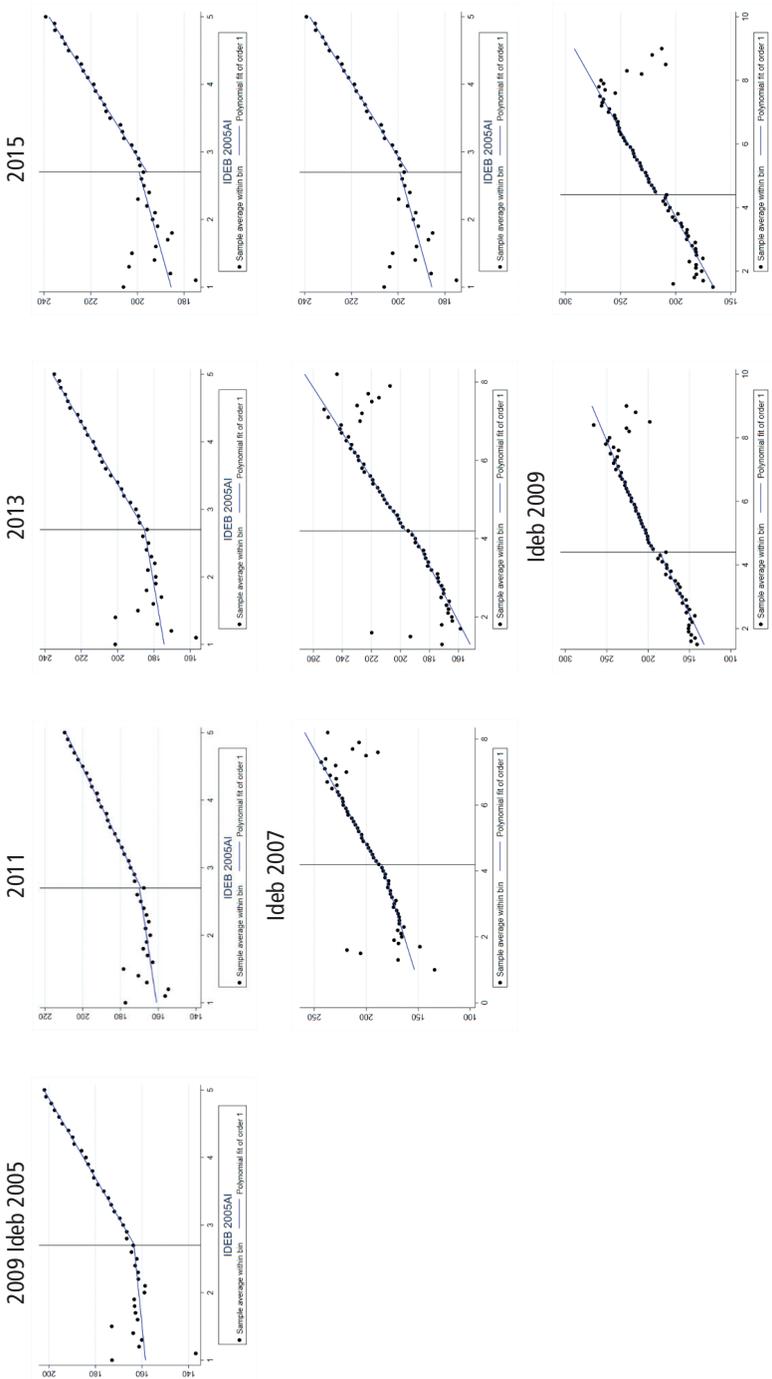
Fontes: Prova Brasil e Saeb do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*  $p$ -valor < 0,05.

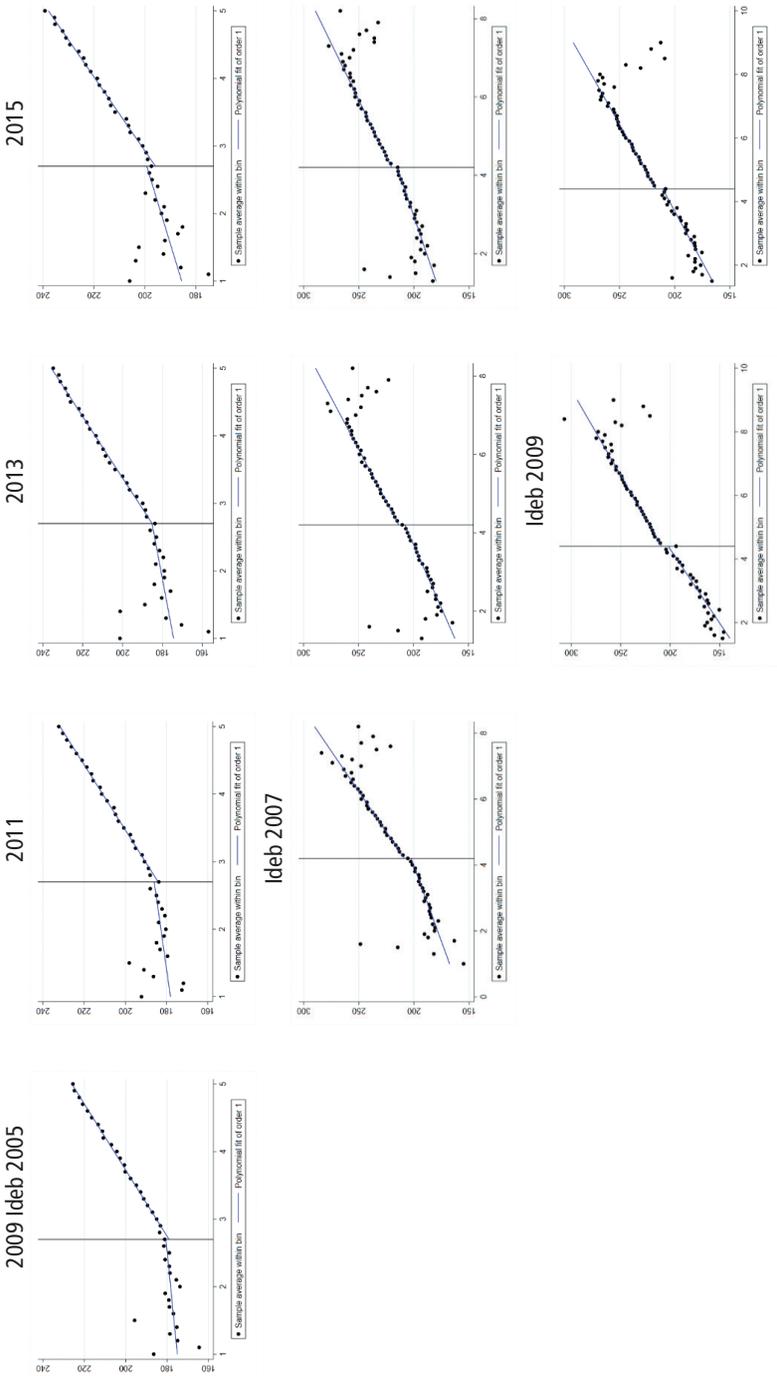
2. Erros-padrão entre parênteses.

**GRÁFICO A.1**  
**Impacto do PDE-Escola sobre a proficiência de portugueses: 5º ano**



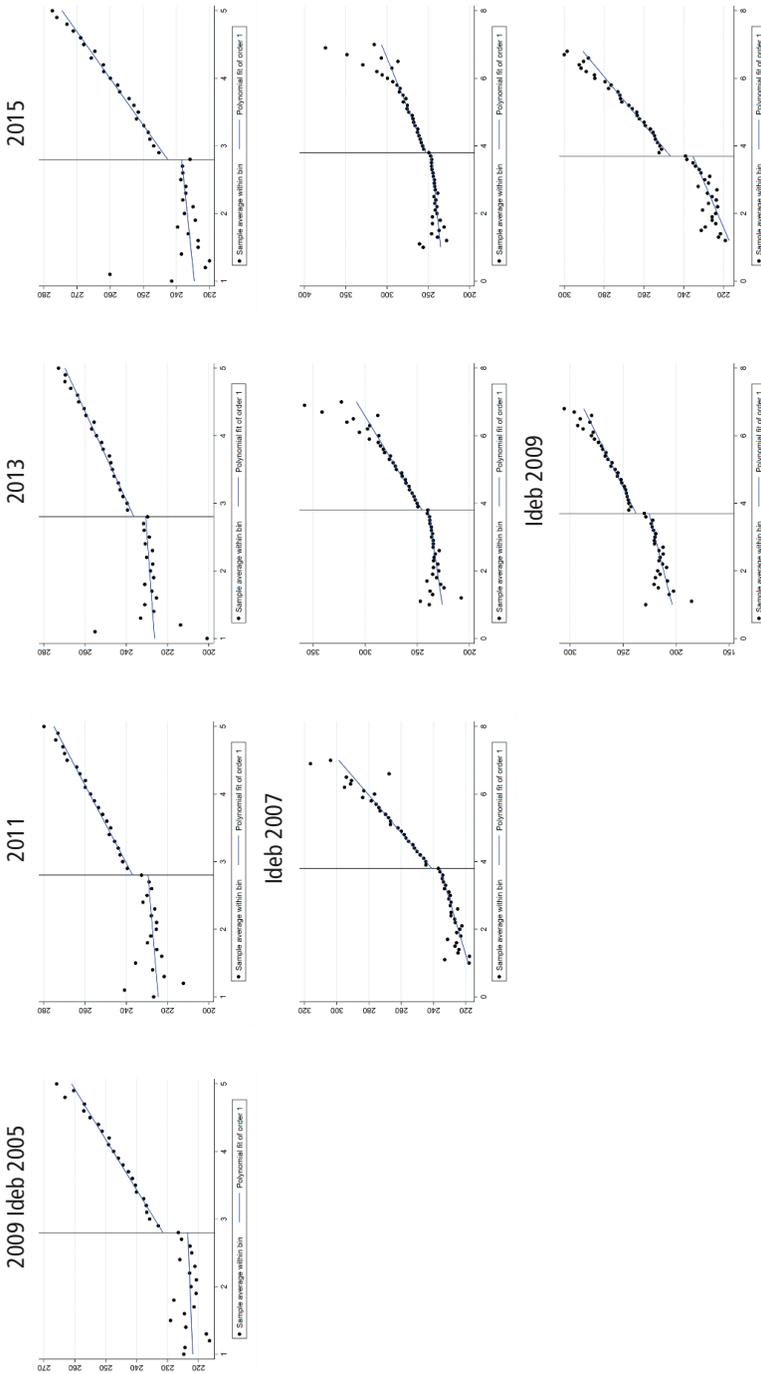
Fontes: Prova Brasil e Saeb do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/ acesso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.  
Elaboração dos autores.

**GRÁFICO A.2**  
**Impacto do PDE-Escola sobre a proficiência de matemática: 5º ano**



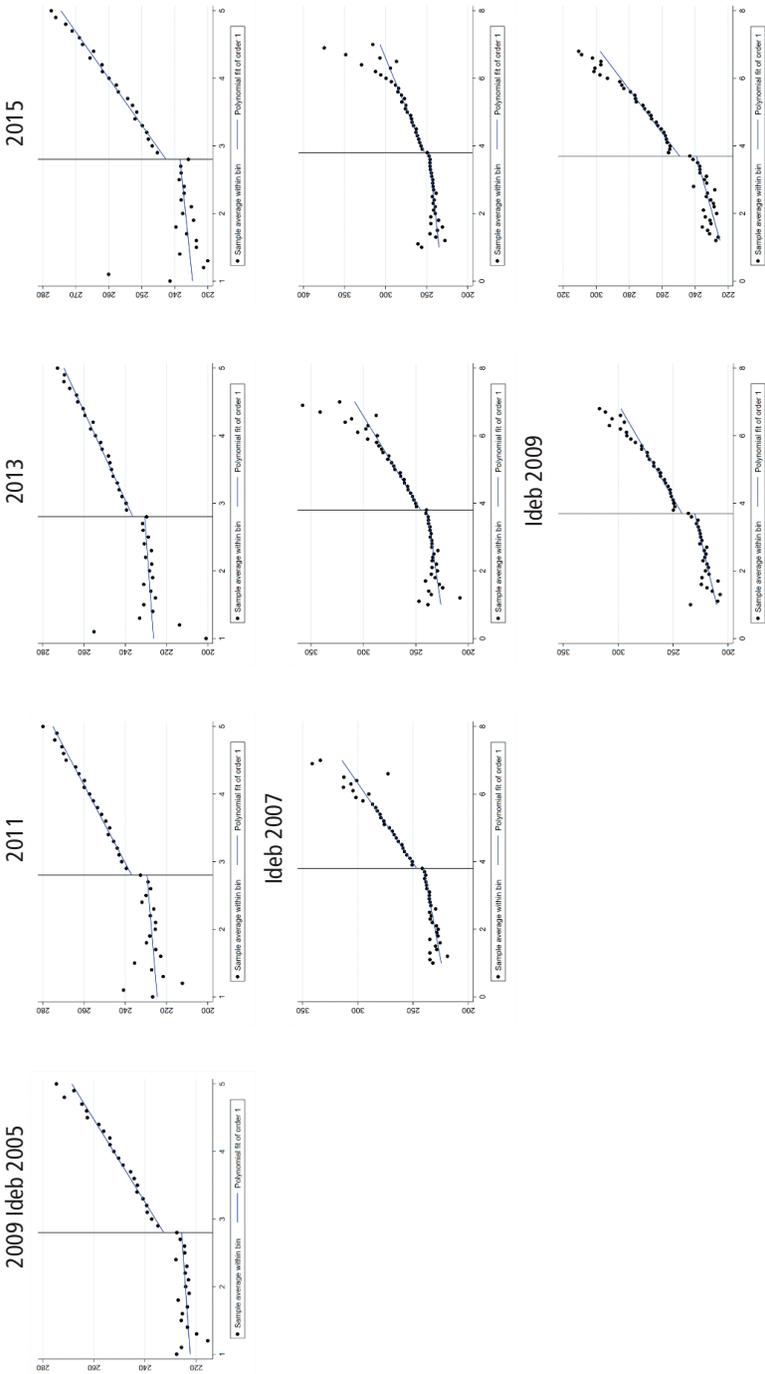
Fontes: Prova Brasil e Saeb do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/ acesso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO A.3**  
**Impacto do PDE-Escola sobre a proficiência de portugueses: 9º ano**



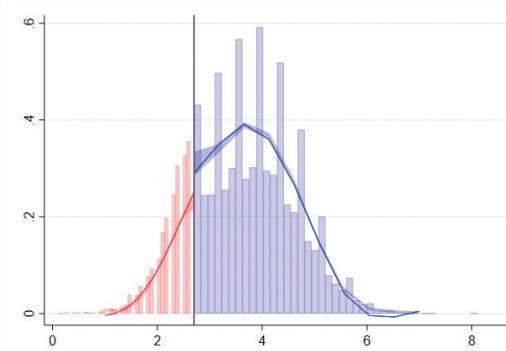
Fontes: Prova Brasil e Saeb do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/ acesso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO A.4**  
**Impacto do PDE-Escola sobre a proficiência de matemática: 9º ano**

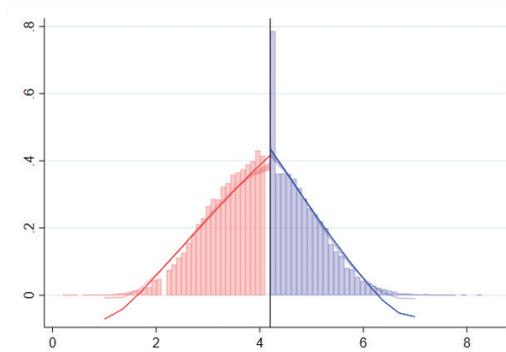


Fontes: Prova Brasil e Saeb do Inep/MEC. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/ acesso-a-informacao/dados-abertos/microdados/saeb>. Acesso em: 10 nov. 2020.  
 Elaboração dos autores.

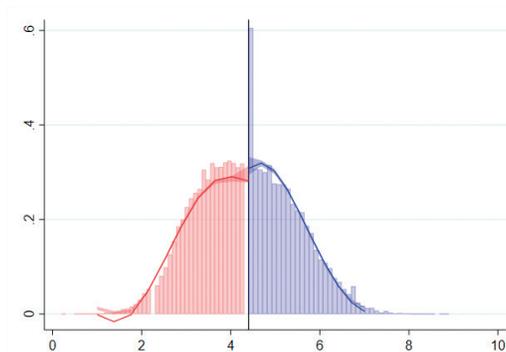
GRÁFICO A.5  
**Teste de densidade da variável de elegibilidade: anos iniciais**  
 A.5A – Ideb 2005



A.5B – Ideb 2007



A.5C – Ideb 2009



Fonte: Inep, 2019. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/areas-de-atuacao/pesquisas-estatisticas-e-indicadores/ideb/resultados>. Acesso em: 10 out. 2020.

Elaboração dos autores.

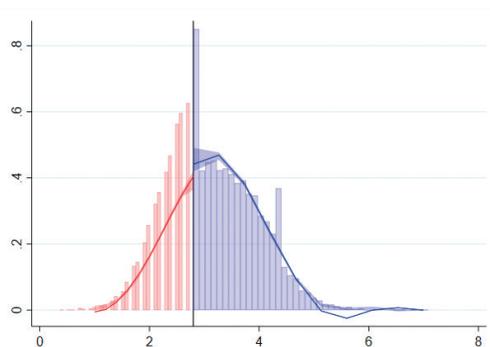
Obs.: 1. Regressões polinomiais de quarto grau.

2. Os intervalos de confiança das probabilidades são de 95%.

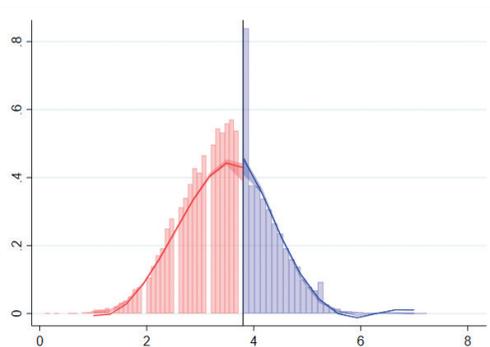
## GRÁFICO A.6

**Teste de densidade da variável de elegibilidade: anos finais**

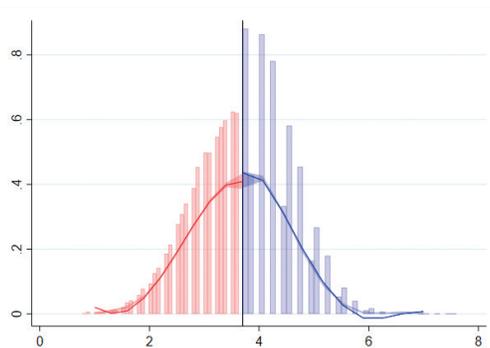
## A.6A – Ideb 2005



## A.6B – Ideb 2007



## A.6C – Ideb 2009



Fonte: Inep, 2019. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/areas-de-atuacao/pesquisas-estatisticas-e-indicadores/ideb/resultados>. Acesso em: 10 out. 2020.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Regressões polinomiais de quarto grau.

2. Os intervalos de confiança das probabilidades são de 95%.



Data da submissão em: 1<sup>o</sup> fev. 2023.

Primeira decisão editorial em: 20 mar. 2023.

Última versão recebida em: 23 mar. 2023.

Aprovação final em: 10 abr. 2023.



# VALOR DE UMA VIDA ESTATÍSTICA: UMA REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA PARA O BRASIL<sup>1</sup>

Matheus Stivali<sup>2</sup>

Este trabalho produz uma síntese das estimativas encontradas na literatura para o valor de uma vida estatística (VVE) para o Brasil. São apresentados o conceito de valor de uma vida estatística e a sua fundamentação teórica, assim como as possibilidades de estimação desse parâmetro (preferência revelada, preferência declarada e transferência de benefícios). A busca na literatura foi baseada em palavras-chave e códigos de classificação do *Journal of Economic Literature* (JEL), com os critérios de identificação, triagem, elegibilidade e inclusão documentados no trabalho. Foram incluídos dez trabalhos com estimativas do VVE, totalizando trinta estimativas para esse parâmetro, que foram corrigidas para valores de reais de janeiro de 2022. Após a identificação dessas estimativas, técnicas de meta-análise foram utilizadas para sintetizá-las considerando o subconjunto desses trabalhos com informações suficientes para tanto (dezenove estimativas). Para avaliar a robustez do resultado da meta-análise, foram realizados exercícios de transferência de benefícios a partir do VVE definido por agências governamentais de outros países.

**Palavras-chave:** valor de uma vida estatística; meta-análise; análise custo-benefício.

## VALUE OF A STATISTICAL LIFE: A REVIEW OF EMPIRICAL LITERATURE FOR BRAZIL

This work synthesises the estimates found in the literature for the value of a statistical life in Brazil. The concept of the value of a statistical life and its theoretical foundation are presented, as well as the possibilities of estimating this parameter (revealed preference, stated preference, and benefit transfer). The literature search was based on keywords and JEL classification codes, with identification, screening, eligibility and inclusion criteria documented in the work. Ten studies with VSL estimates were included, totalling thirty estimates. Monetary values were adjusted for inflation to January 2022 Brazilian Real. After identifying these estimates, meta-analysis techniques were used to synthesize them considering the subset of these works with information enough to do so (nineteen estimates). To assess the robustness of the meta-analysis result, benefits transfer exercises were performed based on the VVE defined by government agencies in other countries.

**Keywords:** value of a statistical life; meta-analysis; cost-benefit analysis.

## VALOR DE LA VIDA ESTADÍSTICA: UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA PARA BRASIL

Este trabajo sintetiza las estimaciones encontradas en la literatura para el valor de la vida estadística en Brasil. Se presenta el concepto del valor de la vida estadística y su fundamentación teórica, así como las posibilidades de estimación de este parámetro (preferencia revelada, preferencia declarada

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp66art7>

2. Coordenador de gestão de dados na Coordenação-Geral de Ciência de Dados e Tecnologia da Informação do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (CGDTI/Ipea). E-mail: [matheus.stivali@ipea.gov.br](mailto:matheus.stivali@ipea.gov.br). Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7699225631713700>. Orcid: 0000-0002-7757-6433.

y transferencia de beneficios). La búsqueda bibliográfica se basó en palabras clave y códigos de clasificación de JEL, con criterios de identificación, cribado, elegibilidad e inclusión documentados en el trabajo. Se incluyeron diez estudios con estimaciones VSL, con un total de treinta estimaciones. Los valores monetarios se ajustaron por inflación a reales brasileños de enero de 2022. Se utilizaron técnicas de metanálisis para sintetizar las estimaciones considerando el subconjunto de estos trabajos con información suficiente para hacerlo (diecinueve estimaciones). Para evaluar la solidez del resultado del metanálisis, se realizaron ejercicios de transferencia de beneficios basados en el VVE definido por agencias gubernamentales en otros países.

**Palabras clave:** valor de la vida estadística; metanálisis; análisis de costo-beneficio.

**JEL:** J17; D61; J31; I18; R41.

## 1 INTRODUÇÃO

Este trabalho sumariza diferentes estimativas do valor de uma vida estatística (VVE) existentes para o Brasil. Para tanto, faz-se uma busca na literatura para identificar trabalhos que estimaram o VVE, de modo a compilar essas estimativas e outras características de interesse dos trabalhos, e, por fim, aplicam-se técnicas de meta-análise ao subconjunto dos trabalhos com informações suficientes para tanto. O objetivo é que o valor estimado pela meta-análise possa ser utilizado como parâmetro comum em análises de custo-benefício (ACB) no país.

O VVE corresponde ao valor monetário atribuído a uma pequena redução do risco de morte em uma população específica. O conceito pode ainda ser entendido como o valor monetário de se reduzir riscos à vida, ou ainda como o valor atribuído à prevenção de uma fatalidade (Schelling, 1991). Em termos microeconômicos, o VVE corresponde à taxa marginal de substituição entre a riqueza (ou renda) e a probabilidade de morte (Viscusi, 2008).

Assim, o cálculo do VVE não se confunde com uma definição de preço para uma vida humana, como a expressão pode induzir o entendimento. O valor monetário identificado pelo conceito corresponde à disposição da sociedade para pagar pela redução de risco (e não pelo risco em si), normalizada de forma a equivaler a uma fatalidade. A qualificação “estatística” explicita a dependência desse valor de uma probabilidade que afeta toda a população sob estudo, não podendo ser associado *a priori* a um membro ou a um subgrupo específico da população.

Ao se realizar ACB para avaliar uma intervenção governamental, busca-se identificar todos os custos e benefícios relacionados a essa intervenção. Essa é então avaliada como desejável, isto é, capaz de gerar ganhos de bem-estar ou eficiência econômica quando os benefícios superam os seus custos. Parte fundamental da ACB é descrever custos e benefícios em termos monetários para que essa comparação possa ser realizada (Boardman *et al.*, 2014). Para tanto, a análise deve levar em conta inclusive custos (da poluição, por exemplo) e benefícios (serviços ambientais, por exemplo), que não têm valores monetários observáveis no mercado. Esse é o caso das intervenções governamentais que têm como objetivo a prevenção de fatalidades.

Ações governamentais (uma nova regulação ambiental, a incorporação ou não de uma nova tecnologia à saúde, realizar ou não uma obra de infraestrutura, entre outras) muitas vezes têm como principal objetivo o aumento da segurança da população, e essas ações só podem ser avaliadas no arcabouço da ACB com a obtenção de um preço sombra,<sup>3</sup> ou seja, um valor monetário para a redução de riscos à vida. Ao se realizar ACB, esse é um parâmetro importante, pois permite valorar o que muitas vezes é o principal benefício de uma intervenção, ainda que essa tenha também outros impactos. A experiência internacional com ACB mostra que o VVE é decisivo para a aprovação ou a rejeição de projetos, uma vez que sua magnitude tende a dominar outros efeitos (superando outros benefícios e custos existentes) em diferentes projetos.

A principal dificuldade na obtenção de estimativas do VVE é determinar o valor da disposição a pagar (DAP) da população pela redução do risco. Embora esse valor não seja observável em um mercado, estimativas podem ser obtidas a partir de escolhas reais feitas pela população em outros contextos (observando assim as preferências reveladas); ou então a partir de questionários que buscam captar as preferências da população a partir de situações hipotéticas (observando assim as preferências declaradas); ou ainda pela adaptação de valores estimados em diferentes países ou situações (técnica chamada de transferência de benefícios – TB). Cada forma de se obterem estimativas do VVE tem problemas, teóricos e práticos, que devem ser considerados em sua interpretação e uso.

Em países com uma tradição de uso de ACB para avaliação de políticas públicas, é possível encontrar muitos trabalhos acadêmicos ou técnicos (das próprias agências que realizam a análise) fornecendo estimativas do VVE. Comumente, um mesmo trabalho traz mais de uma estimativa do VVE abarcando diferentes especificações ou cenários considerados. Essa profusão de estimativas não seria problemática se os valores fossem próximos ou convergentes, o que em geral não ocorre. Assim, para a prática de ACB nas agências governamentais, é necessário definir uma estimativa específica entre as disponíveis para o uso em suas análises. Isso é feito de diferentes formas: simplesmente assumindo que a estimativa da própria agência é a mais adequada; ou então buscando uma composição das diferentes estimativas disponíveis por alguma técnica estatística.<sup>4</sup>

Para o Brasil, há comparativamente poucas estimativas para o VVE, mas também se observa grande variabilidade entre elas. Buscou-se identificar todas as estimativas disponíveis, selecioná-las por critérios objetivos e sumarizá-las.

---

3. Ver, por exemplo, Kanbur (2016).

4. Viscusi (2012) avalia as diferentes opções que tomadores de decisão governamentais podem adotar para definir um VVE de referência entre as diversas estimativas disponíveis para serem utilizadas em ACB.

Este trabalho possui mais cinco seções. A seção 2 delinea o arcabouço teórico do VVE. A seção 3 expõe as principais alternativas para a estimação da DAP necessárias ao cálculo do VVE. Também é apresentado o conceito de TB, que pode ser utilizado como alternativa para a definição do VVE. A seção 4 apresenta os parâmetros da busca sistemática na literatura (palavras-chave e códigos de classificação do JEL e critérios de identificação, triagem, elegibilidade e inclusão), assim como o resultado dessa busca e a forma de correção inflacionária e cambial para que os valores incluídos correspondam a reais de janeiro de 2022. A seção 5 aplica técnicas de meta-análise nas estimativas encontradas e obtém estimativas do VVE através da técnica de TB a partir dos valores oficiais de outros países. A seção 6 traz conclusões e considerações sobre o uso do VVE em ACB.

## 2 O VVE: FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A abordagem adotada nos primeiros estudos de valoração econômica de ganhos de segurança (ou de prevenção de fatalidades) seguia a teoria do capital humano. Nesse referencial teórico, a pessoa exposta ao risco é identificada e seus rendimentos esperados (permanecendo empregada em 85% do tempo, por exemplo) até o fim da vida (considerando uma expectativa de vida de 77 anos, por exemplo) são trazidos a valor presente. Esse total é então considerado como referência do que seria perdido em caso de fatalidade. Tal valor é diretamente relacionado ao nível educacional e à idade das pessoas consideradas. Embora tenha múltiplas aplicações adequadas, utilizar a abordagem do capital humano nesse contexto acarreta problemas técnicos e éticos. Um dos problemas éticos do uso desse tipo de abordagem é a atribuição de valor zero às pessoas sem rendimentos ou o pouco peso às pessoas no fim do ciclo de vida laboral. Pessoas fora da força de trabalho, por exemplo, não seriam consideradas na avaliação de uma melhoria de segurança, e aposentados teriam pouco peso na avaliação. Do ponto de vista técnico, há inconsistência com a fundamentação microeconômica da ACB, uma vez que esse procedimento desconsidera as preferências da sociedade quanto à melhoria de segurança na determinação de seu valor.

A ACB fundamenta-se na identificação de situações em que são possíveis melhoras de Pareto potenciais, isto é, situações em que os benefícios produzidos por uma intervenção superem seus custos. Essa condição, de benefícios superiores aos custos, é chamada de critério Kaldor-Hicks de eficiência econômica; e quando ele é observado, a intervenção é avaliada como desejável do ponto de vista social. Para a avaliação do critério Kaldor-Hicks, é necessário considerar todos os efeitos (custos e benefícios) produzidos pela intervenção, inclusive aqueles relacionados a bens e serviços que não têm um preço de mercado definido. Para esses é necessário recorrer a técnicas que determinem os valores a partir das preferências dos impactados pela intervenção governamental, isto é, a DAP por determinado benefício, ou a disposição a receber (DAR) para compensar dado custo.

A partir do trabalho de Schelling (1968), a abordagem dominante para valoração da prevenção de fatalidades passou a ser baseada na avaliação da DAP, com a definição do conceito de VVE. Essa abordagem parte da definição da DAP média da sociedade por uma pequena redução num risco de fatalidade específico. Com essa DAP média definida, ela é então dividida pela redução de risco, de forma que o valor monetário é padronizado para corresponder a uma fatalidade (ou vida), daí o nome do conceito. Além do alinhamento com a fundamentação teórica da ACB, essa abordagem evita problemas éticos na avaliação, pois garante a impessoalidade ao considerar uma redução de risco não atribuível a um subgrupo ou a uma pessoa específica. Segundo a definição dada por Andersson e Treich (2011, p. 396), o VVE corresponde ao valor monetário atribuído a uma redução pequena e homogênea no risco de mortalidade de determinada população tal que uma morte estatística seria evitada.

Os trabalhos de Jones-Lee (1974) e Weinstein, Shepard e Pliskin (1980) formalizaram a análise do VVE no arcabouço da análise microeconômica, de modo a considerar uma situação de escolha em contexto de incerteza.

De forma simplificada, a formulação microeconômica do problema pode ser feita considerando um agente que, para dado período, tem uma função de utilidade esperada  $U$ , que é função da riqueza naquele período ( $w$ ) e da probabilidade de sobrevivência ao período ( $p$ ). As utilidades dos estados contingentes são dadas por:  $u_v(\cdot)$ , utilidade derivada do consumo da riqueza no período, e  $u_m(\cdot)$ , utilidade relacionada ao consumo até o momento da morte. Assume-se que ambas observam as propriedades:  $u'(w) > 0$  e  $u''(w) < 0$ .

$$U(w, p) = (1 - p) \times u_m(w) + p \times u_v(w) \quad (1)$$

Definindo  $VVE \equiv \frac{dw}{dp}$ , esta quantidade pode ser obtida a partir do diferencial total da utilidade esperada:

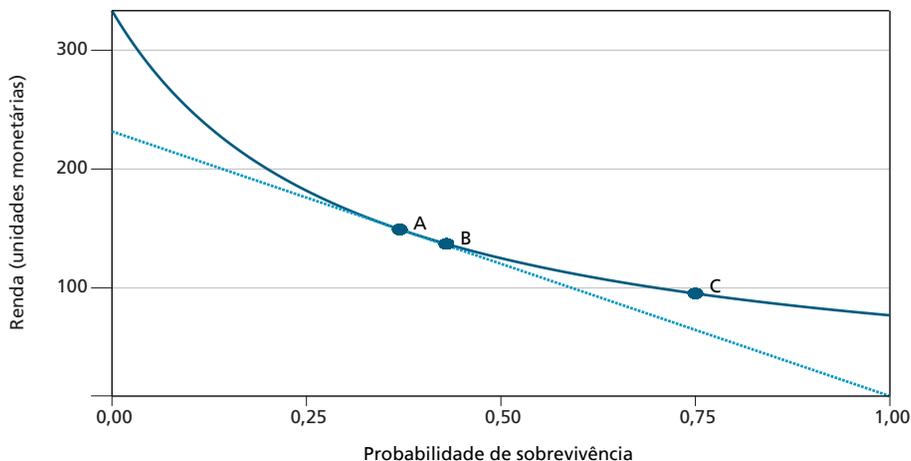
$$VVE = \frac{dw}{dp} = - \frac{\frac{dU}{dp}}{\frac{dU}{dw}} = \frac{u_m(w) - u_v(w)}{pu'_v(w) + (1 - p)u'_m(w)} \quad (2)$$

Assumindo ainda que  $u_m(w) < u_v(w)$ ,  $u'_m(w) < u'_v(w)$ , esse resultado significa que o VVE é positivo, crescente com a renda inicial do agente e decrescente em relação à probabilidade de sobrevivência inicial. Daí duas características importantes desse parâmetro: ele varia de acordo com a renda das pessoas (uma população mais rica estabelecerá um VVE mais alto) e depende da situação original que se está avaliando. No gráfico 1, as características descritas da função de utilidade resultam na forma que a curva de indiferença e o VVE, avaliado no ponto A, corresponde à inclinação da reta azul. Uma situação inicial com probabilidade de sobrevivência

baixa, como o ponto A no gráfico 1, resultará em um VVE mais alto que o avaliado em uma situação inicial, com probabilidade de sobrevivência alta, como o ponto C no gráfico 1, no qual a inclinação é menor.

Outra característica importante é a natureza marginal do VVE, ou seja, sua aplicabilidade apenas a pequenas variações de risco. No gráfico 1, o VVE avaliado no ponto A seria apropriado para apreçar um ganho de segurança modesto, como uma mudança do ponto A para o B, por exemplo. Utilizar uma estimativa pontual do VVE para apreçar uma variação grande na redução de risco, uma mudança do ponto A para o C, por exemplo, levaria a uma sobrestimativa desse valor, uma vez que, como já mencionado, ele é decrescente em  $p$ .<sup>5</sup>

GRÁFICO 1

**Curva de indiferença renda e probabilidade de sobrevivência**

Elaboração do autor.

Na análise de bem-estar do consumidor, há duas medidas monetárias da utilidade<sup>6</sup> que podem ser utilizadas para a definição do VVE. A chamada *variação equivalente* (VE) corresponde à redução de renda que manteria a utilidade do agente constante para dado aumento na probabilidade de sobrevivência, correspondendo à DAP desse agente pelo ganho de segurança. A VE tem como característica a sua determinação com parâmetros (preços, renda e risco) anteriores à ocorrência da intervenção, como é típico em ACB.

5. Há trabalhos definindo as condições teóricas e empíricas para apreçar grandes variações de risco, por exemplo: Cardoso e Dahis (2020), Colmer (2020) e Hammitt (2020). Contudo, a revisão deste trabalho focará apenas em situações tradicionalmente consideradas em análise de custo-benefício.

6. Ver Varian (1992, p. 161-162) e Jehle e Reny (2003, p. 169).

Em termos de função de utilidade indireta, a VE correspondente a uma mudança da situação inicial  $S_0$  com os níveis de risco originais para  $S_1$ , com o risco reduzido pela intervenção, pode ser identificada como:

$$V(p_0, R_0, S_0) = V(p_0, R_0 - VE, S_1) \quad (3)$$

em que  $p_0$  e  $R_0$  correspondem a preços e renda anteriores à intervenção.

A *variação compensatória* (VC) corresponde ao incremento de renda necessário para que a utilidade do agente se mantenha no nível inicial após um dado decréscimo na probabilidade de sobrevivência, correspondendo à DAR pela piora na segurança. A VC considera em sua determinação parâmetros (preços, renda e risco) após a intervenção ocorrer, sendo menos aderente à natureza *ex ante* da ACB.

Considerando a função de utilidade indireta novamente, a VC correspondente a uma mudança da situação de risco  $S_0$  para  $S_1$ , com  $S_0 < S_1$ , a qual pode ser identificada como:

$$V(p_1, R_1, S_0) = V(p_1, R_1 + VC, S_1) \quad (4)$$

em que  $p_1$  e  $R_1$  correspondem a preços e renda após a intervenção.

Como aponta Varian (1992, p. 161), os valores da VE e VC devem ser diferentes, uma vez que consideram parâmetros de referência distintos (a primeira considera valores anteriores à intervenção e a segunda, valores posteriores), sendo a VE a mais apropriada para a avaliação de projetos. Contudo, para pequenas variações no risco de fatalidade ( $\Delta p$ ), DAP e DAR devem ter valores próximos, podendo ser utilizadas como aproximadamente iguais.<sup>7</sup>

$$VVE = \frac{DAP}{\Delta p} \cong \frac{DAR}{\Delta p} \quad (5)$$

### 3 MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO DO VVE

A maior dificuldade na obtenção de estimativas do VVE é a determinação da DAP (ou da DAR) associada a uma determinada variação no risco de sobrevivência. Há situações, como a compra de um mesmo carro com ou sem equipamentos de segurança (*airbags* e ABS, quando esses eram itens opcionais) ou a escolha de ocupações semelhantes, mas com diferentes riscos de fatalidade, em que é possível determinar a DAR através das preferências reveladas (PR) pelas pessoas.

7. Para mais informações, ver Viscusi (2012, p. 763). Uma ressalva sobre essa aproximação deve ser feita, pois estudos mostram que há uma diferença entre DAR e DAP, com a primeira superando sistematicamente a segunda. Assim, a opção entre essas alternativas afeta o valor final estimado. Horowitz e McConnell (2002) mostram que quanto mais o bem avaliado se afasta e se diferencia de um bem usualmente negociado em mercado, maior é a razão DAR/DAP.

Na maioria dos casos, porém, não há situação real em que escolhas relevantes são efetivamente feitas ou observáveis para identificar essas preferências. Nesses casos, essas quantidades podem ser definidas apenas por técnicas de preferência declarada (PD), que correspondem à tentativa de identificar as preferências das pessoas através de questionários que apresentem uma ou mais situações hipotéticas, contextualizadas, que envolvam a avaliação da variação em riscos de fatalidade associados a um valor monetário. Uma dessas técnicas é chamada de valoração contingente, nomenclatura que se deve aos valores identificados serem contingentes à existência dos mercados hipotéticos considerados (Viscusi, Harrington e Vernon, 2005, p. 736).

Restrições de tempo, recursos ou dados, por exemplo, podem inviabilizar a obtenção de estimativas do VVE tanto por técnicas de PR quanto de PD. Porém, existe ainda uma terceira opção para obtenção de estimativas, chamada de TB. A transferência de benefícios corresponde à adaptação de valores estimados em diferentes contextos e/ou países para o contexto em que a ACB será realizada.

No restante desta seção, são sumariamente explicados os três métodos de estimativa, uma vez que os estudos identificados para o Brasil recorrem aos três. O método de PR mais comum é aquele baseado nos diferenciais compensatórios do mercado de trabalho (que identifica DAR e não DAP), com os de escolhas de consumo sendo praticamente inexistentes. Por esse motivo, apenas o modelo hedônico do mercado de trabalho é descrito. Também é apresentada a fundamentação do método de PD e dos métodos de TB.

### **3.1 PR: o modelo hedônico do mercado de trabalho**

Situações em que a população de interesse faz escolhas que envolvem diferentes níveis de risco, com custos associados distintos, podem ser utilizadas para se estimar o VVE. Um exemplo dessas situações seria a diferença de fluxo entre duas rodovias paralelas, uma duplicada (mais segura) e com pedágio e outra de pista simples (menos segura) e sem pedágio. Tais situações são bastante específicas e, muitas vezes, difíceis de se observar no contexto do estudo. Contudo, a escolha ocupacional ocorre em diversos contextos, e tanto pesquisas domiciliares quanto registros administrativos permitem ao analista observar os diferentes níveis de remuneração e os riscos ocupacionais envolvidos. Por essa razão, descreve-se a seguir o modelo hedônico do mercado de trabalho.

A ideia de diferenciais compensatórios no mercado de trabalho tem origem ainda em Smith (1999), que apontava que trabalhadores poderiam aceitar empregos com maior risco devido aos diferenciais compensatórios de remuneração nesses empregos, que resultavam em salários mais elevados. O chamado modelo hedônico do mercado de trabalho (ou de salários) foi desenvolvido inicialmente por Thaler

e Rosen (1976), já num contexto de estimação do VVE. O modelo hedônico ou dos diferenciais compensatórios é baseado na PR pelos trabalhadores através de suas escolhas no mercado de trabalho.

Segundo esse modelo, não apenas a produtividade do trabalhador é determinante do salário de equilíbrio observado no mercado de trabalho, mas também características do posto de trabalho específico. Essas características podem ser desejáveis (horário de trabalho flexível, maior estabilidade, sala com uma vista agradável etc.), ou indesejáveis (local de trabalho sem janelas, com maior risco de acidentes etc.). O salário de equilíbrio observado então seria resultado da produtividade do trabalhador e do pareamento dos trabalhadores e das características dos postos de trabalho ocupados.

Um posto de trabalho que possui características desejáveis (não desejáveis) deveria pagar menores (maiores) salários. Assim, um posto de trabalho com maior risco de fatalidade seria ocupado apenas com o pagamento de um diferencial compensatório por esse risco; esse diferencial compensatório corresponde à VC descrita na seção anterior. A validade da teoria dos diferenciais compensatórios depende de três hipóteses (Ehrenberg e Smith, 2000, p. 277): i) tanto empregadores como trabalhadores maximizam sua utilidade ou lucro; ii) os trabalhadores têm conhecimento dos diferentes riscos de acidentes associados aos diferentes postos de trabalho; e iii) há mobilidade para os trabalhadores optarem por postos de trabalho com diferentes características (risco de fatalidade).

Adicionalmente, há outro fator que deve ser considerado: diferentes trabalhadores podem ter diferentes preferências quanto ao risco. Dessa forma, é provável que os trabalhadores mais propensos ao risco se autosselecionem para os postos de trabalho mais arriscados, o que levaria à necessidade de alguma forma de controle de endogeneidade na avaliação dos diferenciais compensatórios.

Para simplificar a exposição, vamos ignorar as possíveis formas de correção de endogeneidade para obtenção de estimativas do VVE a partir de dados do mercado de trabalho. Considere as seguintes variáveis:  $S_i$  corresponde ao salário do trabalhador  $i$ ;  $p_j$  corresponde à probabilidade de um acidente fatal no posto de trabalho  $j$ ;  $X_i$  é uma matriz com características do trabalhador  $i$ ;  $M_j$  é uma matriz com características do posto de trabalho  $j$ ; e  $\epsilon$  corresponde a um erro aleatório. Com essas variáveis, na equação (6), o coeficiente  $\beta_j$  corresponde ao incremento de salário correspondente a um maior risco de fatalidade no trabalho.

$$\ln(S_i) = \alpha + \beta_1 \times p_j + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_i + \sum_{j=1}^m \theta_j M_j + \epsilon \quad (6)$$

O VVE pode então ser obtido a partir de  $\beta_j$ . Nos estudos de VVE, o mais comum é apresentar os resultados em termos anuais, daí considerar a renda média

anual dos trabalhadores no numerador e o resultado ser padronizado pela unidade de medida de  $p_j$  (por exemplo, uma fatalidade em cada 10 mil trabalhadores a cada ano), como na equação (7).

$$\widehat{VVE} = \widehat{\beta}_1 \times \frac{\text{Renda anual média}}{\text{Unidade de medida da probabilidade de fatalidade}} \quad (7)$$

O desvio-padrão da estimativa obtido de forma semelhante, como mostrado na equação (8):

$$dp(VVE) = dp(\widehat{\beta}_1) \times \frac{\text{Renda anual média}}{\text{Unidade de medida da probabilidade de fatalidade}} \quad (8)$$

A literatura relacionada aos diferenciais compensatórios aponta outros fatores que deveriam ser levados em consideração, como a necessidade de inclusão da probabilidade de acidentes não fatais entre as variáveis explicativas, já que essa também influenciaria o valor do salário observado.<sup>8</sup> No caso da formulação acima, o coeficiente  $\beta_1$  poderia estar captando tanto o risco de acidentes fatais como o de não fatais.

### 3.2 PD: método de valoração contingente

A identificação da DAP (ou DAR) de uma população por variações no nível de risco pode ser realizada questionando seus membros quanto a escolhas que seriam feitas em situações hipotéticas. Há diferentes alternativas para tanto: a técnica chamada de valoração contingente envolve uma pergunta aberta direta ou um procedimento iterativo em que uma pergunta aberta sobre o valor é seguida por uma fechada propondo uma pequena variação no valor respondido, ou ainda uma sequência de questões abertas. Uma técnica alternativa é a da escolha discreta, na qual o entrevistado deve responder a uma sequência de escolhas binárias (apresentando diferentes opções de risco e custo, por exemplo). A alternativa adotada é relevante, pois o valor obtido muitas vezes depende da forma como a pergunta é feita (Viscusi, Harrington e Vernon, 2005, p. 436-438). No que se segue, a técnica da valoração contingente é detalhada por se tratar da forma mais comum desse tipo de estimativa.

A valoração contingente é um método baseado na preferência declarada da população de interesse. Busca-se definir o valor monetário de um bem ou serviço não negociado no mercado (serviços ambientais de uma reserva florestal ou uma boa saúde, por exemplo) a partir da consideração de situações hipotéticas apresentadas a uma amostra da população através de um questionário.

8. Ver Ehrenberg e Smith (2000) e Esteves (2008), por exemplo.

O objetivo final da valoração contingente é obter uma estimativa da VE ou da VC (alternativamente, da DAP ou da DAR) associada a uma intervenção em análise (despoluição de um rio, maior segurança em automóveis etc.). Essa valoração é obtida a partir de respostas a um questionário que pode ser aplicado por um entrevistador ou autoaplicado. O questionário deve fornecer ao entrevistado a descrição mais fidedigna e completa do mercado hipotético possível para que as respostas de fato reflitam a quantidade de interesse. Essa descrição do mercado deve especificar: o bem que se está querendo valorar (uma redução dos acidentes fatais por ano em dada rodovia, por exemplo), a forma de provisão dos bens (uma obra viária com mudanças no trajeto em trechos específicos) e a forma de pagamento pela melhoria (um pedágio ou um aumento nos impostos, por exemplo).

É importante que o bem a ser valorado seja descrito em termos compreensíveis, e/ou familiares, pelos respondentes para que eles possam avaliar as situações alternativas adequadamente. Adicionalmente, deve-se explicitar a existência ou não de alternativas à provisão do mesmo bem (nesse exemplo, redução da velocidade da via como alternativa à obra) para que os respondentes não considerem alternativas não avaliadas por quem faz o levantamento (Cropper e Alberini, 2002).

Nos estudos de valoração contingente aplicados ao VVE, uma preocupação adicional é a não compreensão dos entrevistados de probabilidades muito pequenas, que se refletem em uma falta de sensibilidade das estimativas de VVE a variações relevantes no risco avaliado. A previsão teórica é que o VVE deveria ser proporcional à variação de risco (ainda que essas sejam variações marginais), de forma que variações maiores se refletissem em estimativas de VVE maiores. Contudo, o que se observa é uma falta de sensibilidade dos entrevistados à escala da variação de risco (Hammitt e Graham, 1999).

Uma vez definida a quantidade de interesse e descrito o mercado contingente a ser avaliado, é necessário definir a forma como o questionário inquirirá o entrevistado sobre a quantidade de interesse.

Como já mencionado, o VVE depende da DAP média da sociedade; ou seja, no contexto de valoração contingente, depende da DAP média dos entrevistados. A forma de determinação dessa média, através de uma média simples ou de um modelo mais complexo, depende em grande medida da estrutura de perguntas adotada nos questionários. Quando a DAP é perguntada diretamente, uma média simples pode ser adequada para obtenção do valor. Modelos mais complexos são necessários para determinar o VVE quando o questionário é baseado numa sequência de escolhas binárias, por exemplo (Boyle, 2017).

Os cuidados com a descrição do mercado contingente e com a especificação do questionário visam reduzir os erros de medida da valoração contingente, isto é, buscam assegurar que as respostas dos entrevistados correspondam o melhor

possível à quantidade de interesse que motivou o levantamento. O segundo ponto de preocupação é quanto à validade e à representatividade das respostas para a determinação da DAP (ou DAR).

Para que a valoração contingente produza estimativas apropriadas à ACB, é necessário que essas reflitam a DAP das pessoas que seriam efetivamente afetadas pela intervenção em estudo. Para garantir isso, é necessário que a aplicação do questionário observe um desenho amostral probabilístico, controlando por não respostas e outros fatores que afetem a representatividade da amostra. Esse procedimento busca reduzir o erro amostral da estimativa e assegurar sua representatividade. Uma amostra pequena fará com que a incerteza sobre as estimativas seja grande. Estimativas baseadas em “amostragem por conveniência”<sup>9</sup> podem produzir estimativas que não possam ser usadas por não representarem as preferências da população de interesse.

### 3.3 Métodos de TB

Sendo impossível a obtenção de uma estimativa baseada nas preferências da população de interesse, é possível adaptar uma estimativa obtida em outro contexto para a realidade local. A expressão transferência de benefícios corresponde ao uso de uma estimativa, chamada genericamente de tamanho do efeito (*effect size*), em um contexto ou lugar (lugar da política ou *policy site*) diferente daquele em que ela foi originalmente obtida – lugar do estudo ou *study site* (Johnston e Rosenberger, 2010). Originalmente, essa técnica foi desenvolvida em economia ambiental para obter estimativas da disposição a pagar ou de algum preço sombra, e, assim, viabilizar ACB em lugares em que esses valores de bens e serviços não negociados em mercado não estivessem disponíveis.

Da mesma forma que a obtenção de preços sombra na área ambiental, as estimativas do VVE também envolvem tempo e recursos que podem inviabilizar sua obtenção pelas abordagens descritas anteriormente. Assim, é comum recorrer-se a técnicas de TB para obter valores do VVE.

O pressuposto teórico para que a TB faça sentido é que a disposição a pagar no lugar do estudo (ou a variação equivalente no lugar do estudo,  $VE_{LE}$ ) seja válida como aproximação à disposição a pagar por uma mudança equivalente no lugar da política (ou a variação equivalente no lugar da política,  $VE_{LP}$ ). A definição do VVE é dependente do contexto (isto é, de características do bem, da população, da forma de provisão) em que ela é realizada. Para garantir a verificação dessa hipótese, busca-se identificar uma estimativa original obtida em uma situação o mais similar possível que a do lugar da política.

9. Amostragem por conveniência é aquela em que os dados são coletados segundo a conveniência do pesquisador, dada a disponibilidade dos entrevistados (Silva, 2004). A principal diferença da amostragem por conveniência para a amostragem probabilística é que nesta todos os membros da população têm probabilidade maior que zero de serem incluídos na amostra, o que não ocorre naquela. Para mais detalhes, ver Battaglia (2008).

Como apontam Rosenberger e Loomis (2017, p. 436), há algumas possibilidades para se modelar a TB. A chamada *transferência unitária* corresponde à transposição direta do valor obtido no lugar do estudo para o lugar da política, ajustando apenas pela conversão de moedas entre países caso se trate de uma transferência de benefício de um país para outro. Contudo, um cuidado adicional é necessário quando se faz a conversão de moedas ou quando a transferência ocorre entre regiões de um mesmo país com diferenças relevantes no custo de vida (Ready e Navrud, 2006, p. 430). A equação (9) ilustra esse cálculo. Como a função de utilidade indireta é homogênea de grau zero, podemos escrever essa função no lugar do estudo considerando a moeda do lugar da política (com uma taxa de câmbio  $\alpha$ , por exemplo).

$$V(\alpha \times p_{LE}, \alpha \times R_{LE}, Q_{LE}^0) = V(\alpha \times p_{LE}, \alpha \times R_{LE} - \alpha \times VE_{LE}, Q_{LE}^1) \quad (9)$$

Fazer a TB utilizando a taxa de câmbio de mercado ( $VE_{LP} = \alpha \times VE_{LE}$ ) ignora diferenças de preço entre o local do estudo e o local da política, de forma que a igualdade na equação (9) não seria observada mesmo se as preferências e os demais elementos contextuais fossem iguais no local do estudo e no local da política. Assim, para manter a coerência teórica, a transferência unitária deve considerar uma taxa de câmbio que também reflita as diferenças no custo de vida das duas regiões. Para esse objetivo, deve ser utilizada a taxa de câmbio ajustada pela paridade do poder de compra (PPP).

A transferência unitária pode ser ajustada ainda por diferenciais de renda entre as duas regiões. Como mencionado antes, o VVE é crescente com a renda, de forma que a transferência desse parâmetro de um país de maior renda para um de menor tenderia a superestimar a DAP no local da política. Por essa razão, é comum corrigir o VVE pela diferença de renda entre o local do estudo e o local da política seguindo a equação (10).

$$VVE_{LP}^t = VVE_{LE} \times \left( \frac{Y_{LP}}{Y_{LE}} \right)^\rho \quad (10)$$

Assim, o VVE obtido pela TB para o local da política ( $VVE_{LP}^t$ ) é proporcional ao VVE do local do estudo ( $VVE_{LE}$ ) ponderado pela razão das rendas nos dois lugares e considerando a elasticidade do VVE em relação à renda ( $\rho$ ). Comumente, essa forma é utilizada considerando o produto interno bruto (PIB) *per capita* de cada país para a razão das rendas e uma elasticidade igual a 1. Contudo, não há razão para assumir essa proporcionalidade direta entre renda e VVE. Caso os ganhos de segurança sejam avaliados como um bem de luxo, essa elasticidade poderia ser superior a 1 (Hammit e Robinson, 2011). Assim, os estudos de transferência unitária recorrem a alguns valores de  $\rho$  para avaliar a sensibilidade da estimativa a esse valor.

A estimativa obtida pela TB ( $VVE_{LP}^t$ ) diverge da quantidade de interesse no lugar da política ( $VVE_{LP}$ ) pelo erro de transferência, como mostrado na equação (11). Esse corresponde a diferenças não consideradas entre o lugar do estudo e o lugar da política.

$$VVE_{LP}^t = VVE_{LP} + \varepsilon \quad (11)$$

Como aponta Ready e Navrud (2006), em alguns casos, o erro de transferência pode ser bastante elevado (chegando a 100% ou 200%), sendo importante para sua redução a identificação de uma estimativa feita em um contexto o mais semelhante possível ao do lugar da política.

Além da transferência unitária, é possível utilizar uma *função de transferência*. Nesse caso é necessário que o estudo original tenha estimado a DAP no lugar do estudo como função de características desse lugar (clima, características da infraestrutura disponível etc.) e da população (renda, idade, nível educacional) e que essas mesmas variáveis estejam disponíveis para o lugar da política (Rosenberger e Loomis, 2017, p. 443). Com esses elementos, a TB utilizando uma função de transferência consiste no uso dos coeficientes de uma função estimada no lugar do estudo para a determinação da DAP no lugar da política por extrapolação.

No caso do VVE, seria necessário que o estudo original utilizasse alguma estimativa baseada numa equação semelhante à equação (12), com a disposição a pagar do domicílio  $i$  no lugar  $j$  ( $DAP_{ij}$ ) sendo função das características do bem ao qual a redução de risco está associada ( $X_j$ ) e de características do domicílio  $i$  no lugar  $j$  ( $W_{ij}$ ).

$$DAP_{ij} = \beta_0 + \beta_1 X_j + \beta_2 W_{ij} + \varepsilon \quad (12)$$

Em teoria, a função de transferência possibilita uma adaptação melhor entre o lugar do estudo e o lugar da política, possibilitando um ajuste por mais variáveis além da renda. Na prática, contudo, é difícil encontrar um estudo em uma localidade similar ao lugar da política que faça a determinação da DAP dessa forma e que a equação tenha um poder explicativo adequado. O erro devido a variáveis omitidas no estudo original faz com que, em termos de erro de transferência, o uso da função de transferência não seja superior ao da transferência unitária (Navrud, 2007, p. 19).

Dada a disponibilidade de diferentes estudos, outra abordagem para a transferência de benefício é recorrer a mais de um lugar de estudo, chamada de função de transferência de metarregressão. Nessa abordagem, recorre-se a uma gama de estudos que estimam o VVE e busca-se explicar as diferenças dessas estimativas por características do estudo além das características do bem e da população. Nesse caso, cada estudo é considerado uma observação, caracterizada pelo tamanho da amostra, pela forma de estimação (PR ou PD) e por outras informações que possam ser comparadas entre os estudos.

#### 4 REVISÃO DA LITERATURA: ESTIMATIVAS DO VVE PARA O BRASIL

Esta seção apresenta os parâmetros e os resultados da busca sistemática na literatura por trabalhos que realizaram estimativas do VVE para o Brasil. Para a *identificação* da literatura relevante, em setembro de 2021, foi realizada uma busca nas bases de periódicos SciELO, Google Acadêmico (Google Scholar), repositório do conhecimento do Ipea e Scopus, considerando as expressões e os códigos JEL exibidos no quadro 1 em combinação com “Brasil” ou “Brazil”. Em dezembro do mesmo ano, o procedimento foi repetido para fins de atualização, identificando 25 trabalhos.

##### QUADRO 1

##### Parâmetros de busca da literatura relacionada ao VVE

Palavras-chave e/ou expressões	
Valor estatístico de uma vida, valor estatístico da vida, valor de uma vida estatística, valor da vida, diferenciais salariais compensatórios, disposição a pagar, preferência declarada, <i>value of life, value of a statistical life, wage compensating differentials, willingness to pay, stated preference.</i>	
Classificadores do <i>Journal of Economic Literature</i>	
J17	Value of life – Forgone income
J31	Wage level and structure – Wage differentials
R41	Transportation: demand, supply, and congestion – travel time – safety and accidents – transportation noise
D61	Allocative efficiency – Cost-benefit analysis
I18	Government policy – regulation – Public health

Elaboração do autor.

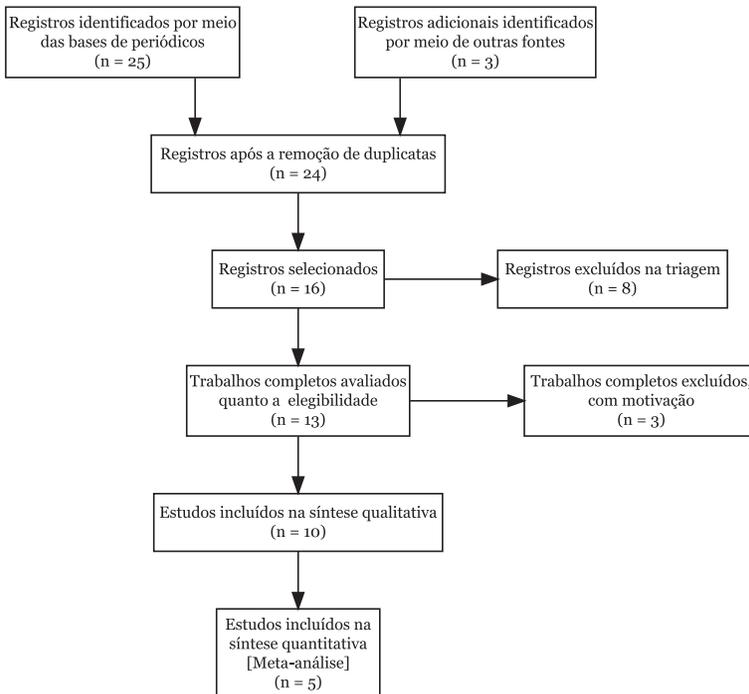
Adicionalmente, foi sugerido por um especialista a consideração de uma tese de doutoramento da Universidade Federal de Viçosa na revisão, não captada na etapa de identificação. Essa inclusão levou à identificação de duas outras teses de doutoramento, uma da Universidade Federal do Ceará (UFC) e outra da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), que não haviam sido identificadas na busca inicial. A análise das bibliografias dos textos identificados na busca inicial levou à inclusão de trabalhos (relatórios e apresentações em congresso) também não identificados inicialmente. As duplicidades identificadas corresponderam, por exemplo, a um mesmo trabalho publicado como relatório ou como parte de uma tese e também como artigo publicado em periódico. Nesses casos, manteve-se apenas o texto publicado.

A fase de *triagem* foi feita com a leitura do título e do resumo dos trabalhos. Nessa fase foram excluídos trabalhos que não tratavam de VVE (por exemplo, trabalhos sobre anos potenciais de vida perdidos). Por fim, o critério de *elegibilidade* foi o trabalho de apresentar uma estimativa do VVE utilizando as abordagens de preferência declarada, preferência revelada ou de TB para o Brasil.

Não se estabeleceram critérios adicionais para a *inclusão* dos trabalhos na revisão. Assim, os trabalhos elegíveis foram lidos em sua totalidade, com a extração das estimativas relevantes. Após a leitura detalhada dos trabalhos, identificaram-se problemas em três deles que não possibilitaram a inclusão de suas estimativas, ainda que eles observassem o critério de elegibilidade inicial. Essas etapas e o número de trabalhos considerado em cada uma delas são apresentados na figura 1, na forma de diagrama de fluxo.

Para o exercício da seção seguinte, em que se busca sumarizar as diferentes estimativas de VVE, é importante a identificação da confiabilidade das estimativas, identificando o erro-padrão ou a estimativa da variância relacionada à estimativa do VVE. Entre os trabalhos incluídos, alguns não apresentam tais estatísticas, mas fornecem dados que permitem calculá-las ainda que de forma aproximada.<sup>10</sup> Foram registrados também o tamanho da amostra, a renda média e o risco-base considerado em cada estudo, sempre que esses estivessem disponíveis.

FIGURA 1

**Diagrama de fluxo PRISMA**

Fonte: PRISMAstatement. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/PRISMAstatement/index.html>. Acesso em: 19 jun. 2023.

Elaboração do autor.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

10. Os procedimentos são detalhados no apêndice A.

Os valores monetários foram então padronizados para valores em reais de janeiro de 2022. Seguindo as seguintes definições:

- quando o valor do estudo já era apresentado em reais, esse valor foi apenas corrigido pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulado do mês de referência até janeiro de 2022. Se o estudo não definia o mês de referência dos valores monetários, considerou-se o mês de junho daquele ano como mês de referência; e
- quando os valores eram apresentados em dólares americanos, esses eram convertidos pela taxa de câmbio corrigida pela PPP do ano de referência do estudo<sup>11</sup> e posteriormente corrigidos pelo IPCA da mesma forma já explicada.

Esse procedimento não é padronizado na literatura, e os trabalhos que lidam com a comparação de estimativas do VVE em diferentes moedas e momentos do tempo apresentam soluções diversas para a padronização dos valores. De Blaeij *et al.* (2003) fazem primeiro a correção pela inflação e posteriormente a conversão de moedas, considerando a taxa de câmbio corrigida pela PPP. Bellavance, Dionne e Lebeau (2009) realizam a conversão de moedas considerando a PPP e posteriormente realizam a correção da inflação para a data de referência considerada. Hultkrantz e Svensson (2012) convertem todos os valores para coroas suecas usando uma taxa de câmbio fixa e consideram preços de 2010, contudo não é clara a ordem entre a conversão de moedas e a correção da inflação.

O resultado desses procedimentos é apresentado na tabela 1. Foram identificados dez trabalhos com estimativas do VVE, totalizando trinta estimativas para esse parâmetro.

TABELA 1  
Estimativas do VVE para o Brasil

Trabalho	Ano de referência	Método	Tipo do bem	Associação do risco	População	VVE	Limite inferior	Limite superior <sup>1</sup>
R\$ (1 milhão) <sup>2</sup>								
Motta, Arigoni e Freitas (2000)	1997	TB	NA	Poluição atmosférica	Brasil	6,301612	-	-
Motta, Arigoni e Freitas (2000)	1997	TB	NA	Poluição atmosférica	Brasil	3,661897	-	-
Motta, Arigoni e Freitas (2000)	1997	TB	NA	Poluição atmosférica	Brasil	4,70836	-	-
Motta, Arigoni e Freitas (2000)	1997	TB	NA	Poluição atmosférica	Brasil	2,73605	-	-
Ortiz, Markandya e Hunt (2009)	2003	PD	Privado	Poluição atmosférica	São Paulo	3,686063	2,978673	4,610567
Ortiz, Markandya e Hunt (2009)	2003	PD	Privado	Poluição atmosférica	São Paulo	2,163754	1,905583	2,449069

(Continua)

11. Disponível em: <https://data.oecd.org/conversion/purchasing-power-parities-ppp.htm>. Acesso em: fev. 2022.

(Continuação)

Trabalho	Ano de referência	Método	Tipo do bem	Associação do risco	População	VVE	R\$ (1 milhão) <sup>2</sup>	
							Limite inferior	Limite superior <sup>1</sup>
Ortiz, Markandya e Hunt (2009)	2003	PD	Privado	Poluição atmosférica	São Paulo	17,20388	13,82907	21,62668
Ortiz, Markandya e Hunt (2009)	2003	PD	Privado	Poluição atmosférica	São Paulo	9,753545	8,557616	11,08286
Sousa (2010)	2009	PD	Privado	Transporte	Porto Alegre	28,00908	-	-
Sousa (2010)	2009	PD	Privado	Transporte	Porto Alegre	5,459118	-	-
Sousa (2010)	2009	PD	Privado	Transporte	Porto Alegre	24,94036	-	-
Sousa (2010)	2009	PD	Privado	Transporte	Porto Alegre	46,12901	-	-
Sousa (2010)	2009	PD	Privado	Transporte	Porto Alegre	41,49009	-	-
Lavetti e Schmutte (2016)	2003-2010	PR	NA	Mercado de trabalho	Brasil	8,049884	7,993393	8,078129
Lavetti e Schmutte (2016)	2003-2010	PR	NA	Mercado de trabalho	Brasil	10,84616	10,76142	10,90265
Miller e Façanha (2016)	2015	TB	NA	Transportes	Brasil	6,982633	-	-
Mardones e Riquelme (2018)	2013	TB	NA	Mercado de trabalho	Brasil	4,403492	-	-
Andriola, Bonato e Dutra (2019)	2018	TB	NA	Transportes	Brasil	6,323908	-	-
Andriola <i>et al.</i> (2019)	2018	TB	NA	Transportes	Brasil	5,990421	-	-
Andriola, Bonato e Dutra (2019)	2018	TB	NA	Transportes	Brasil	2,791413	-	-
Ferrari <i>et al.</i> (2019)	2017	PD	Público	Transporte	Brasil	3,80433	-	-
Ferrari <i>et al.</i> (2019)	2017	PD	Público	Transporte	Brasil	3,970458	-	-
Ferrari <i>et al.</i> (2019)	2017	PD	Público	Transporte	Brasil	2,875691	-	-
Ferrari <i>et al.</i> (2019)	2017	PD	Público	Transporte	Brasil	3,001267	-	-
Rocha, Morais e Klug (2019)	2017	TB	NA	Poluição atmosférica	Brasil	2,756768	-	-
Rocha, Morais e Klug (2019)	2017	TB	NA	Poluição atmosférica	Brasil	4,992672	-	-
Pereira, Almeida e Oliveira (2020)	2012-2015	PR	NA	Mercado de trabalho	Brasil	4,739344	-	-
Pereira, Almeida e Oliveira (2020)	2012-2015	PR	NA	Mercado de trabalho	Brasil	5,596857	-	-
Pereira, Almeida e Oliveira (2020)	2012-2015	PR	NA	Mercado de trabalho	Brasil	6,524871	-	-
Pereira, Almeida e Oliveira (2020)	2012-2015	PR	NA	Mercado de trabalho	Brasil	7,760784	-	-
Estimativas não incluídas								
Araújo (2017)	2013	PR	NA	Mercado de trabalho	Tocantins	0,713088	-	-
Araújo (2017)	2013	PR	NA	Mercado de trabalho	São Paulo	12,65048	-	-
Jardim (2017)	2014-2015	PR	Privado	Transporte	São Paulo	21,08132	-	-
Jardim (2017)	2014-2015	PR	Privado	Transporte	São Paulo	24,07257	-	-
Jardim (2017)	2014-2015	PR	Privado	Transporte	São Paulo	70065,68	-	-

Elaboração do autor.

Notas: <sup>1</sup> Os limites inferior e superior só foram incluídos nessa tabela quando estavam presentes no próprio estudo.<sup>2</sup> Em valores de janeiro de 2022.

Obs.: NA – não se aplica.

## 5 SÍNTESE DAS ESTIMATIVAS DO VVE

As estimativas apresentadas na tabela 1 apresentam uma variabilidade grande. O objetivo desta seção é sintetizar os resultados dessas estimativas, analisando eventuais diferenças sistemáticas entre elas que possam ser explicadas. A abordagem para esse tipo de exercício é chamado de meta-análise, que corresponde a um conjunto de técnicas estatísticas que permite combinar e sintetizar diferentes resultados empíricos destinados à análise do mesmo fenômeno. Rolfe, Brouwer e Johnston (2015) apontam quatro motivações para a execução de uma meta-análise: a síntese de valores, a identificação de *outliers*, a explicação da heterogeneidade a partir de características do local do estudo e da população e a explicação da heterogeneidade a partir de diferenças metodológicas.

O primeiro ponto a ser notado antes da avaliação das possibilidades de implementação da meta-análise é que cerca de 50% dos trabalhos listados na tabela 1 recorreram ao método de TB para a obtenção de estimativas. Dessa forma, o número de estimativas que busca identificar o VVE a partir das preferências da população do país é bastante reduzido (dezenove estimativas provenientes de cinco trabalhos).

TABELA 2  
Trabalhos segundo a forma da estimativa do VVE para o Brasil

	Número de estudos	Número de estimativas	VVE médio (R\$ 1 milhão) <sup>1</sup>	Erro-padrão
Transferência de benefícios	5	11	4,70	1,57
Preferência declarada	3	13	14,81	15,53
Preferência revelada	2	6	7,25	2,16

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Em valores de janeiro de 2022.

Para fins de comparação com exercícios semelhantes: Mrozek e Taylor (2002) consideraram 33 estudos de salários hedônicos; De Blaeij *et al.* (2003) consideraram 95 estimativas de 35 estudos relacionados à segurança rodoviária; Bellavance, Dionne e Lebeau (2009) consideraram 39 estudos (baseados em preferência revelada ou valoração contingente), que resultam em 28 estimativas passíveis de inclusão na meta-análise; e Majumder e Madheswaran (2017) utilizaram 34 estudos.

Nenhum desses trabalhos incluiu estimativas baseadas na técnica de transferência de benefícios em suas análises. Isso ocorre por dois motivos. Primeiro, considera-se a transferência de benefícios como um recurso para a ausência de estimativas baseadas em PD ou PR, que são avaliadas como superiores por de fato refletirem as preferências da população de interesse. Segundo, a meta-análise em si pode ser uma forma de se estimar uma função de transferência de benefícios, fazendo pouco sentido usar como metadados estimativas baseadas em transferência

de benefícios. Por essa razão, a análise das estimativas baseadas em transferência de benefícios ficará restrita às estatísticas descritivas apresentadas na tabela 2.

Considerar apenas as estimativas baseadas em PR e PD reduz a amostra para dezenove estimativas de cinco estudos. Contudo, além das estimativas de Araújo (2017) e Jardim (2017), outras estimativas devem ser excluídas. Com base na orientação dos próprios autores, o trabalho de Ortiz, Markandya e Hunt (2009) recomenda que os valores mais altos do VVE encontrados sejam desconsiderados por refletirem a falta de proporcionalidade entre a variação de risco e a DAP (uma variação de risco menor correspondendo a uma DAP maior). Essas exclusões reduzem ainda mais a amostra, que totaliza cinco estudos e dezessete estimativas.

O fato de diferentes observações serem provenientes de um mesmo estudo faz com que haja dependência entre elas, problema difícil de resolver em uma amostra pequena, como apontam De Blaeij *et al.* (2003, p. 978).

Outra característica inerente a aplicações de meta-análise é a necessidade de se considerar heterocedasticidade ao se combinar as diferentes estimativas. Mesmo em um cenário hipotético, com estudos avaliando exatamente o mesmo fenômeno, mas com amostras diferentes, cada estudo teria erros amostrais diferentes. Assim, ao se combinar observações (isto é, as estimativas de cada estudo), é necessário levar em conta essas diferenças nas estimativas da variância. Em geral isso corresponde a dar menor peso para aquelas estimativas com maior variância.

### 5.1 Média ponderada com efeitos fixos e efeitos aleatórios

A formulação mais simples da meta-análise assume que a quantidade de interesse é única na população, isto é, os estudos analisados estariam tentando identificar uma mesma quantidade constante, e suas estimativas divergiriam apenas por erro de medida e erro amostral. Essa formulação é chamada de modelo de efeitos fixos e assume que o parâmetro de interesse é comum aos estudos  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta$ . Considerando um conjunto de  $m$  estudos, seria possível descrever as estimativas como:

$$VVE_j = \beta + e_j \text{ com } j = 1, \dots, m; \text{ e } e_j \sim N(0, \sigma^2) \quad (13)$$

Assume-se que todos os estudos foram realizados de forma semelhante e que cada um produz apenas uma estimativa não viesada, sendo conhecidas as estimativas da variância de cada estudo ( $s_j^2$ ). Assim, a estimativa do VVE pode ser obtida por uma média ponderada, considerando o inverso das variâncias como peso para ser calculada:

$$\bar{\beta} = \frac{\sum w_j VVE_j}{\sum w_j} \text{ com } w_i = \frac{1}{s_j^2} \text{ e } \sigma^2 = \frac{1}{\sum w_j} \tag{14}$$

Caso as estimativas da variância de cada estudo não estejam disponíveis, é possível utilizar o tamanho da amostra de cada estudo ( $n_j$ ) como alternativa para ponderar as diferentes estimativas (Nelson, 2015, p. 333; Shadish e Haddock, 2009, p. 259).

$$\bar{\beta} = \frac{\sum n_j VVE_j}{\sum n_j} \tag{15}$$

O modelo de efeitos fixos foi implementado considerando um total de dezesse estimativas na análise, nas quais o VVE variava de R\$ 2,1638 a R\$ 46,1290 milhões. O VVE médio baseado nesse modelo foi de R\$ 3,3403 milhões (com um intervalo de confiança de 95%, sendo definido pelos limites: R\$ 2,4984 milhões; R\$ 4,1823 milhões). O modelo de efeitos fixos também foi implementado recorrendo ao tamanho da amostra como ponderador – nesse caso o VVE médio totalizou R\$ 8,9471 milhões.

As estimativas de Ferrari *et al.* (2019) têm pesos comparativamente grandes em relação aos demais estudos (isto é,  $w \geq 3/m$ , ou seja, um peso três vezes superior ao caso em que todas as estimativas tivessem pesos iguais). De acordo com a distância de Cook, uma das estimativas poderia ser considerada excessivamente influente (Ferrari *et al.*, 2019.2,<sup>12</sup> gráfico 2). A análise dos resíduos *studentizados* não indica a presença de *outliers* nesse modelo.

A tabela 3 resume as estimativas e o gráfico 2 apresenta a estimativa de efeitos fixos junto com as estimativas dos estudos considerados na análise.

**TABELA 3**  
**Média ponderada do VVE: efeitos fixos**

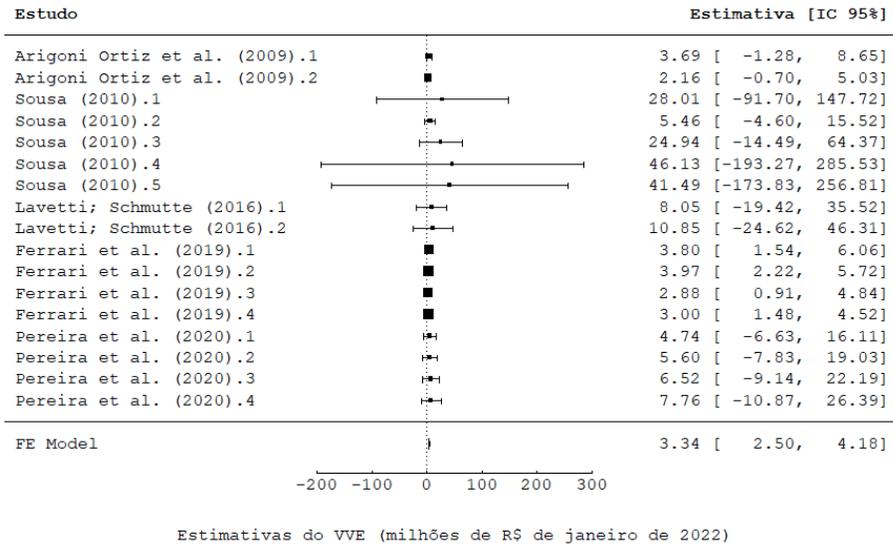
VVE (R\$ 1 milhão) <sup>1</sup>	3,3403	8,9471
Erro-padrão	0,04296	-
Ponderador	$w_i=1/s_j^2$	$n_j$
Número de estimativas consideradas	17	17

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Em valores de janeiro de 2022.

12. Ferrari *et al.* (2019).2 se refere à segunda estimativa desse estudo. Nos gráficos 2 e 3, os valores são apresentados por sequência de estimativas dos estudos: 1, 2, 3 e 4.

GRÁFICO 2  
Gráfico de floresta e estimativa de efeitos fixos



Elaboração do autor.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O modelo de efeitos fixos pode ser defendido pelo seu bom desempenho em pequenas amostras, mas dada a variabilidade de instrumentos e abordagens nos estudos considerados, trata-se de uma hipótese forte. Adicionalmente, como mencionado, a amostra é composta de poucos estudos, e as estimativas de um mesmo estudo devem apresentar uma dependência entre si, o que contraria as hipóteses do modelo de efeitos fixos.

Para avaliar a hipótese de homogeneidade dos efeitos, ou um VVE comum para todos os estudos, é possível utilizar a seguinte estatística de teste (Shadish e Haddock, 2009, p. 262):

$$Q_{m-1} = \sum_{j=1}^m w_j VVE_j^2 - \frac{(\sum_{j=1}^m w_j VVE_j)^2}{\sum_{j=1}^m w_j} \sim \chi_{m-1}^2 \quad (16)$$

Um valor de  $Q$  elevado indica que a variância entre as estimativas dos estudos considerados é maior do que deveria ser observada no caso de a hipótese de efeitos fixos se verificar. Para a amostra em análise, obtém-se para essa estatística um valor  $Q_{16} = 4,29$  ( $p=0,9983$ ), o que sugere que há heterogeneidade significativa entre as estimativas consideradas. Contudo, o poder do teste  $Q$  para identificar a heterogeneidade é baixo em pequenas amostras, como a considerada aqui.

Uma alternativa ao modelo de efeitos fixos, pela falta de aderência às suas hipóteses, é o modelo de efeitos aleatórios. Esse permite inferências sobre quais os resultados dos estudos incluídos na meta-análise poderiam ter sido caso tivessem sido realizados com outros participantes ou ainda caso o estudo tivesse outras características (Shadish e Haddock, 2009, p. 270).

Num modelo de efeitos aleatórios, considera-se que a quantidade de interesse  $\beta$  (o VVE “real” neste caso) é ela própria uma variável aleatória, de forma que cada estudo específico identifica uma realização dessa variável aleatória. Essa formulação pode ser descrita considerando que a realização  $\beta_j$  corresponde à média entre os estudos ( $\beta_0$ ) e um termo de erro ( $u_j$ ) com média zero e variância ( $\sigma_u^2$ ), tal que:

$$VVE_j = \beta_j + e_j \tag{17}$$

$$VVE_j = \beta_0 + u_j + e_j \tag{18}$$

com  $j = 1, \dots, m$ ;

$$u_j \sim N(0, \sigma_u^2);$$

$$e_j \sim N(0, \sigma_e^2)$$

Como aponta Nelson (2015, p. 333), o valor real ( $\beta_0 + u_j$ ) varia de estudo para estudo, com o termo de erro  $u_j$  captando a heterogeneidade não mensurada entre os estudos e o termo de erro  $e_j$  captando erros de medida e erros amostrais, como no modelo de efeitos fixos. A variância  $\sigma_u^2$  é chamada de variância entre estudos ou de variância dos efeitos aleatórios e a variância  $\sigma_e^2$  é chamada de variância interna ao estudo, e ambas têm impacto nas estimativas, como ilustrado na equação (19).

$$Var(VVE_j) = \sigma_u^2 + \sigma_e^2 \tag{19}$$

Pode-se obter uma estimativa da variância entre estudos ( $\sigma_u^2$ ) pela estimativa amostral (sem ponderação) considerando a amostra de estudos:

$$s_u^2 = \sum_{j=1}^m \frac{(VVE_j - \overline{VVE})^2}{m - 1} = 194,99 \tag{20}$$

Com essa estimativa, é possível obter a média ponderada considerando o modelo de efeitos aleatórios:

$$\bar{\beta} = \frac{\sum w_j VVE_j}{\sum w_j} \text{ com } w_j = \frac{1}{s_j^2 + s_u^2} \text{ e } \sigma^2 = \frac{1}{\sum w_j} \tag{21}$$

O modelo de efeitos aleatórios foi implementado considerando um total de dezessete estimativas na análise, nas quais o VVE variava de R\$ 2,1638 a R\$ 46,1290 milhões. O VVE médio baseado nesse modelo foi de R\$ 5,5130 milhões (com um intervalo de confiança de 95% de IC: -2,6688; 13,6948). A tabela 4 resume esses

resultados e o gráfico 3 apresenta conjuntamente a estimativa de efeitos aleatórios e as estimativas dos estudos considerados na análise.

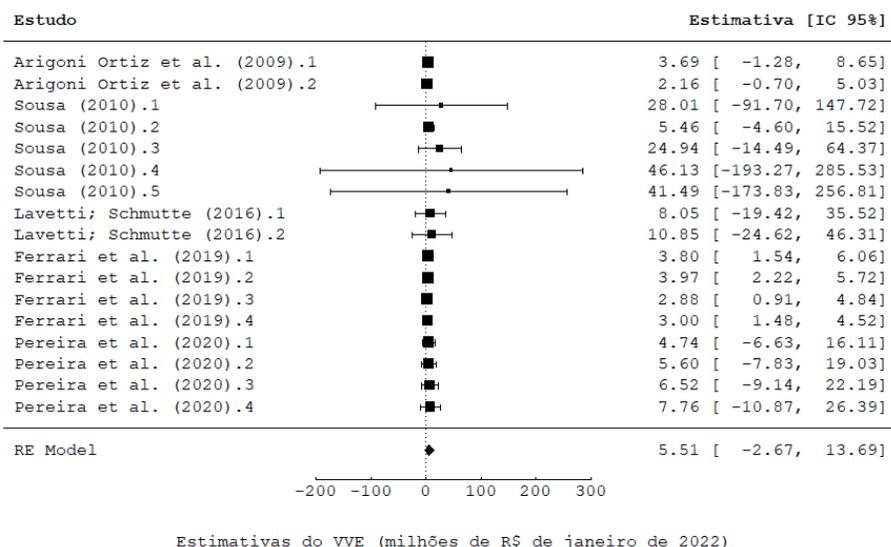
**TABELA 4**  
**Média ponderada do VVE: efeitos aleatórios**

VVE (R\$ 1 milhão) <sup>1</sup>	5,5130
Erro-padrão	4,1744
Ponderador	$w_i = 1/(s_i^2 + s_u^2)$
Número de estimativas consideradas	17

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Em valores de janeiro de 2022.

**GRÁFICO 3**  
**Gráfico de floresta e estimativa de efeitos aleatórios**



Elaboração do autor.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

## 5.2 Comparação do resultado da meta-análise

Esta subseção realiza análises adicionais da aderência do resultado da meta-análise com outras estimativas.

O resultado do modelo de efeitos fixos (R\$ 3,34 milhões) e o de efeitos aleatórios (R\$ 5,51 milhões) podem ser comparados com as estimativas obtidas por técnica de transferência de benefício, não incluídas na meta-análise. A média simples dessas estimativas, apresentada na tabela 3, é de R\$ 4,70 milhões. Dadas

as estimativas de erro-padrão de ambos os modelos, esse valor estaria no intervalo de confiança de 95% do modelo de efeitos aleatórios, mas não no de efeitos fixos.

Adicionalmente, podem-se realizar outros exercícios de transferência de benefício unitário e avaliar o quanto essas estimativas se aproximam ou não do resultado da meta-análise. Para tanto, recorre-se à fórmula apresentada anteriormente, considerando o Brasil como lugar da política e outros países como lugar do estudo, como na equação (12).

$$VVE_{BR}^t = VVE_{LE} \times \left( \frac{Y_{BR}}{Y_{LE}} \right)^{\rho} \quad (22)$$

Consideram-se locais de estudo que possuam estimativas adotadas por órgãos oficiais como parâmetros para ACB: Austrália, Canadá, Chile e Nova Zelândia. Os valores considerados e os documentos de referência desses países são apresentados na tabela 5.

TABELA 5  
Sumário de dados para transferência de benefício

Estudo	Local do estudo	VVE e data de referência	Taxa de câmbio PPP na data de referência	VVE (R\$) <sup>1</sup>	VVE (R\$) <sup>2</sup>
OBPR (2021)	Austrália	AU\$ 5.100.000 Janeiro de 2021	1,728	8.813.525	9.747.758,20
Treasury Board of Canada (2007)	Canada	C\$ 6.110.000 Dezembro de 2004	0,826	5.049.546	13.063.175,04
Ministerio de Desarrollo Social (2017)	Chile	US\$ 3.500.000 Dezembro de 2014	1,813	6.345.500	9.689.578,50
Ministerio de Desarrollo Social (2017)	Chile	US\$ 4.800.000 Dezembro de 2014	1,813	8.702.400	13.288.564,80
New Zeland Treasury (2015)	Nova Zelândia	NZ\$ 3.850.000 Junho de 2013	1,176	7.187.490	15.632.789,94

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Em reais correntes.

<sup>2</sup> Reais em valores de janeiro de 2022.

Os dados da renda nacional bruta *per capita* em 2020 (US\$ correntes) foram obtidos do Banco Mundial:<sup>13</sup> Austrália (US\$ 53.690,00), Brasil (US\$ 7.850,00), Canadá (US\$ 43.580,00), Chile (US\$ 13.470,00) e Nova Zelândia (US\$ 41.550,00).

13. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GNP.PCAP.CD>. Acesso em: fev. 2022.

Aplicando esses valores e considerando uma amplitude de elasticidade renda de 0,7 a 1,1 obtêm-se os resultados da tabela 6.

TABELA 6  
Transferência de benefício para o Brasil

Lugar do estudo	$Y_{br}/Y_{re}$	0,7	0,9	1	1,1
Austrália	0,14621	2.537.395,26	1.727.362,05	1.425.217,02	1.175.922,30
Canadá	0,18013	3.935.106,11	2.793.012,85	2.353.050,12	1.982.391,47
Chile 1	0,58278	6.639.820,34	5.960.143,83	5.646.859,04	5.350.041,52
Chile 2	0,58278	9.106.039,32	8.173.911,54	7.744.263,82	7.337.199,80
Nova Zelândia	0,18893	4.869.064,55	3.489.034,45	2.953.487,39	2.500.143,77

Elaboração do autor.

Os resultados obtidos a partir da estimativa australiana são inferiores aos das demais estimativas, o que reflete em parte a renda *per capita* daquele país ser a mais elevada entre os países considerados. Comparando esses valores com o resultado da meta-análise tem-se que a estimativa do modelo de efeitos fixos está em linha com aquelas obtidas por transferência de benefício a partir dos valores oficiais do Canadá e da Nova Zelândia. Já o resultado do modelo de efeitos aleatórios é mais próxima das estimativas de transferência de benefício dos valores chilenos.

Os resultados desta subseção ilustram que as estimativas obtidas pela meta-análise são diferentes, mas têm a mesma ordem de grandeza daqueles obtidos pela técnica de transferência de benefícios. Idealmente, um exercício de transferência de benefícios deve buscar contextos (lugar do estudo) próximos da realidade de interesse (lugar da política). Nesse contexto os valores chilenos seriam os mais apropriados, por esse país ser o mais próximo do Brasil em termos de desenvolvimento econômico. Nesse sentido as estimativas obtidas pela técnica de transferência de benefícios dos valores oficiais do Chile são as que mais se aproximam das estimativas obtidas pela meta-análise para o Brasil.

## 6 CONCLUSÃO

Este trabalho realizou um levantamento da literatura relacionada à estimação do VVE para o Brasil. O VVE corresponde ao valor atribuído pela sociedade para se evitar uma fatalidade, sendo útil para determinar os benefícios em termos monetários dos ganhos de segurança a serem obtidos por intervenções públicas (como obras de infraestrutura e mudanças regulatórias). Buscou-se então a síntese das estimativas de VVE a partir de uma meta-análise.

Comparativamente a outros países, há poucas estimativas desse valor para o Brasil, e essas estimativas apresentam grande variabilidade. O trabalho produziu

duas estimativas sínteses das estimativas do VVE encontradas na literatura em trabalhos com dados suficientes para tal cálculo. A estimativa baseada no modelo de efeitos fixos foi de R\$ 3,3403 milhões (em valores de janeiro de 2022) e a baseada no modelo de efeitos aleatórios foi de R\$ 5,513 milhões (em valores de janeiro de 2022). Embora o teste realizado favoreça o modelo de efeitos fixos (indicando a falta de aleatoriedade nas estimativas dos trabalhos analisados), a fundamentação desse modelo é difícil de se sustentar no contexto dos estudos analisados. Assim, avalia-se que a estimativa do modelo de efeitos aleatórios seria a mais adequada.

Adicionalmente, a análise de aderência das estimativas baseada na transferência de benefícios de outros países indica consistência de ambas. Contudo, um exercício de transferência de benefícios deve buscar contextos (lugar do estudo) próximos da realidade de interesse (lugar da política). Entre os países considerados, o Chile seria o mais próximo do Brasil em termos de desenvolvimento econômico, e a transferência de benefícios daquele país se aproxima mais dos resultados obtidos a partir do modelo de efeitos aleatórios.

Não há consenso ou prática-padrão para a definição de um valor específico do VVE entre os vários disponíveis para a utilização em análise de custo-benefício. Viscusi (2012), considerando contextos com estimativas muito mais numerosas que as existentes para o Brasil, aponta uma gama de possibilidades: uma meta-análise apenas de estimativas baseadas em preferência revelada, uma meta-análise combinando estimativas a partir de preferência revelada e declarada, ou mesmo apenas um estudo com as melhores informações para o mercado de trabalho. O mesmo autor conclui que uma meta-análise abrangente pode ser mais adequada que um estudo que recorra a estimativas baseadas no estado da arte, mas que sejam restritas em sua representatividade.

O exercício deste trabalho é limitado pela própria disponibilidade de estudos primários no Brasil, podendo ser atualizado com a publicação ou a identificação de estudos não incluídos. O pequeno número e a grande variabilidade de estimativas se refletem no erro-padrão da estimativa síntese obtida. Além disso, em diversos dos estudos considerados, as variâncias das estimativas não estavam prontamente disponíveis, exigindo cálculos ou aproximações a partir das informações disponíveis nos estudos. Essa é uma limitação comum aos exercícios de meta-análise, mas importante dado que esses valores são essenciais para a produção de um valor síntese das estimativas consideradas. Com um número maior de estimativas seria possível a utilização de outros modelos, como de metarregressão, e identificar as causas de variabilidade entre as diferentes estimativas.

## REFERÊNCIAS

- ANDERSSON, H.; TREICH, N. The value of a statistical life. *In*: PALMA, A. de *et al.* (Org.). **A handbook of transport economics**, 2011. Cheltenham, Reino Unido: Edward Elgar. p. 396-424.
- ANDRIOLA, C. L.; BONATTO, A. Z. E.; DUTRA, D. L. Análise de custo benefício em transportes: o valor estatístico da vida para o Brasil. *In*: CONGRESSO DE PESQUISA E ENSINO EM TRANSPORTE DA ANPET, 32., 2019, Balneário Camboriú. **Anais...** Balneário Camboriú: Anpet, 2019. p.12.
- ARIGONI ORTIZ, R.; MARKANDYA, A.; HUNT, A. Willingness to pay for mortality risk reduction associated with air pollution in São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 1, p. 3-22, mar. 2009.
- ARAÚJO, P. H. C. **Ensaio econômico sobre ondas de calor e seus impactos sobre a saúde no Brasil**. 2017. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2017. Disponível em: <https://locus.ufv.br/handle/123456789/10586>. Acesso em: 15 dez. 2021.
- BATTAGLIA, M. Convenience Sampling. *In*: LAVRAKAS, P. J. (Ed.) **Encyclopedia of survey research methods**. Thousand Oaks: Sage Publications, 2008.
- BELLAVANCE, F.; DIONNE, G.; LEBEAU, M. The value of a statistical life: a meta-analysis with a mixed effects regression model. **Journal of Health Economics**, v. 28, n. 2, p. 444-464, mar. 2009.
- BOARDMAN, A. E. *et al.* **Cost-benefit analysis: concepts and practice**. 4. ed. Londres: Pearson Education, 2014.
- BOYLE, K. J. Contingent valuation in practice. *In*: CHAMP, P. A.; BOYLE, K. J.; BROWN, T. C. (Ed.). **A primer on nonmarket valuation: the economics of non-market goods and resources**. 2. ed. Dordrecht: Springer, 2017. p. 83-131.
- CARDOSO, D. S.; DAHIS, R. Value of a statistical life under large mortality risk change: theory and an application to covid-19. **SSRN Scholarly Paper**, maio 2020.
- COLMER, J. What is the meaning of (statistical) life? Benefit-cost analysis in the time of covid-19. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 36, n. Supplement 1, p. S56-S63, 2020.
- CROPPER, M. L.; ALBERINI, A. Contingent Valuation. *In*: NEWMAN, P. (Ed.). **The new palgrave dictionary of economics and the law**. Londres: Palgrave Macmillan, Reino Unido, 2002. p. 420-425. Disponível em: [https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1007/978-1-349-74173-1\\_83](https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1007/978-1-349-74173-1_83). Acesso em: 17 fev. 2022.
- DE BLAEIJ, A. *et al.* The value of statistical life in road safety: a meta-analysis. **Accident Analysis and Prevention**, v. 35, n. 6, p. 973-986, nov. 2003.

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A moderna economia do trabalho: teoria e política pública**. São Paulo: Makron Books, 2000.

ESTEVES, L. A. Salários e risco de acidentes de trabalho: evidências de diferenciais compensatórios para a indústria manufatureira. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 2, p. 275-287, 2008.

FERRARI, T. K. *et al.* **Estimativa do valor da vida estatística e do valor da economia de tempo em viagens nas rodovias brasileiras com a utilização de pesquisa de preferência declarada**. Brasília: Ipea, 2019. (Texto para Discussão, n. 2533).

HAMMITT, J. K. Valuing mortality risk in the time of covid-19. **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 61, n. 2, p. 129-154, 2020.

HAMMITT, J. K.; GRAHAM, J. D. Willingness to pay for health protection: inadequate sensitivity to probability. **Journal of Risk and Uncertainty**, v. 18, n. 1, p. 33-62, abr. 1999.

HAMMITT, J. K.; ROBINSON, L. A. The income elasticity of the value per statistical life: transferring estimates between high and low income populations. **Journal of Benefit-Cost Analysis**, v. 2, n. 1, 3 jan. 2011. Disponível em: <https://www.degruyter.com/document/doi/10.2202/2152-2812.1009/html>. Acesso em: 13 mar. 2022.

HOROWITZ, J. K.; MCCONNELL, K. E. A review of WTA/WTP studies. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 44, n. 3, p. 426-447, 2002.

HULTKRANTZ, L.; SVENSSON, M. The value of a statistical life in Sweden: a review of the empirical literature. **Health Policy**, v. 108, n. 2-3, p. 302-310, dez. 2012.

JARDIM, F. B. **Estimando o impacto da redução da velocidade máxima nas vias de São Paulo e o valor estatístico de uma vida**. 2017. Dissertação (Mestrado) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2017.

JEHLE, G. A.; RENY, P. J. **Advanced microeconomic theory**. 2. ed. Boston: Pearson, 2003.

JOHNSTON, R. J.; ROSENBERGER, R. S. Methods, trends and controversies in contemporary benefit transfer. **Journal of Economic Surveys**, v. 24, n. 3, p. 479-510, jul. 2010.

JONES-LEE, M. The value of changes in the probability of death or injury. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 4, p. 835-849, 1974.

KANBUR, R. Shadow pricing. *In*: VERNENGO, M.; CALDENTEY, E. P.; ROSSER JUNIOR, B. J. (Ed.). **The new palgrave dictionary of economics**. Londres: Palgrave Macmillan, 2016. Disponível em: [https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1057/978-1-349-95121-5\\_1314-1](https://link.springer.com/referenceworkentry/10.1057/978-1-349-95121-5_1314-1). Acesso em: 13 jul. 2021.

LAVETTI, K.; SCHMUTTE, I. M. **Estimating compensating wage differentials with endogenous job mobility**. 2016.

MAJUMDER, A.; MADHESWARAN, S. Meta-analysis of value of statistical life estimates. **IIM Kozhikode Society and Management Review**, v. 6, n. 1, p. 110-120, jan. 2017.

MARDONES, C.; RIQUELME, M. Estimation of the value of statistical life in Chile and extrapolation to other Latin American Countries. **Latin American Research Review**, v. 53, n. 4, p. 815-830, 2018.

MILLER, J.; FAÇANHA, C. **Cost-benefit analysis of Brazil's heavy-duty emission standards (P-8)**. White Paper, Washington, D.C.: The International Council on Clean Transport, 2016.

MOTTA, R. S. da; ARIGONI, O. R.; FREITAS, F. S. de. Health and economic values for mortality and morbidity cases associated with air pollution in Brazil. Workshop on assessing the ancillary benefits and costs of greenhouse gas mitigation strategies. Paris: OECD, 2000. Disponível em: <https://www.osti.gov/etdeweb/biblio/20150859>. Acesso em: 26 out. 2021.

MROZEK, J. R.; TAYLOR, L. O. What determines the value of life? A meta-analysis. **Journal of Policy Analysis and Management**, v. 21, n. 2, p. 253-270, 2002.

NAVRUD, S. **Practical tools for value transfer in Denmark**: guidelines and an example. Drøbak: Danish Environmental Protection Agency, fev. 2007. (Working Report, n. 28).

NELSON, J. P. Meta-analysis: statistical methods. *In*: JOHNSTON, R. J. *et al.* (Org.). **Benefit transfer of environmental and resource values: a guide for researchers and practitioners**. Dordrecht: Springer, 2015. p. 329-356. Disponível em: [https://doi.org/10.1007/978-94-017-9930-0\\_2](https://doi.org/10.1007/978-94-017-9930-0_2). Acesso em: 26 out. 2021.

PEREIRA, R. M.; ALMEIDA, A. N. de; OLIVEIRA, C. A. de. O valor estatístico de uma vida: estimativas para o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 50, n. 2, p. 227-259, 2020.

READY, R.; NAVRUD, S. International benefit transfer: methods and validity tests. **Ecological Economics, Environmental Benefits Transfer: methods, applications and new directions**, v. 60, n. 2, p. 429-434, 1ª dez. 2006.

ROCHA, G.; MORAIS, R. L. de; KLUG, L. **O custo econômico da poluição do ar**: estimativa de valor da vida estatística para o Brasil. Brasília: Ipea, 2019. (Texto para Discussão, n. 2517). Disponível em: [https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9469/1/td\\_2517.pdf](https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9469/1/td_2517.pdf).

ROLFE, J.; BROUWER, R.; JOHNSTON, R. J. Meta-analysis: rationale, issues and applications. *In*: JOHNSTON, R. J. *et al.* **Benefit transfer of environmental and resource values**: a guide for researchers and practitioners. Dordrecht: Springer. p. 357-381, 2015. Disponível em: [http://link.springer.com/10.1007/978-94-017-9930-0\\_16](http://link.springer.com/10.1007/978-94-017-9930-0_16). Acesso em: 7 mar. 2022.

ROSENBERGER, R. S.; LOOMIS, J. Benefit transfer. *In*: CHAMP, P. A.; BOYLE, K. J.; BROWN, T. C. (Org.). **A primer on nonmarket valuation**. 2. ed. Dordrecht: Springer, 2017. p. 431-462.

SCHELLING, T. C. The life you save may be your own. *In*: CHASE JUNIOR, S. B. (Org.). **Problems in public expenditure analysis**. Washington: Brookings Institution, 1968. p. 127-162.

SCHELLING, T. C. Value of life. *In*: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (Org.). **The world of economics**. Londres: Palgrave Macmillan, 1991. p. 706-712. Disponível em: [https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-349-21315-3\\_98](https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-349-21315-3_98). Acesso em: 2 dez. 2021.

SHADISH, W. R.; HADDOCK, K. Combining estimates of effect size. *In*: COOPER, H. M.; HEDGES, L. V.; VALENTINE, J. C. (Ed.). **The handbook of research synthesis and meta-analysis**. 2. Nova York: Russell Sage Foundation, 2009. p. 257-277.

SILVA, N. N. **Amostragem probabilística**: um curso introdutório. São Paulo: Edusp, 2004.

SMITH, A. **Inquérito sobre a natureza e as causas da riqueza das nações**. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian, 1999.

SOUSA, T. R. V. **Ensaio em economia da saúde**: o risco e o valor de uma vida estatística no caso dos acidentes de trânsito na cidade de Porto Alegre. 2010. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010. Disponível em: <https://lume.ufrgs.br/handle/10183/25785>. Acesso em: 15 dez. 2021.

THALER, R.; ROSEN, S. The value of saving a life: evidence from the labor market. *In*: TERLECKYJ, N. E. (Org.). **Household production and consumption**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, 1976. p. 265-302.

VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis**. Nova York: W.W. Norton, 1992.

VISCUSI, W. K. Value of life. *In*: VERNENGO, M.; CALDENTEY, E. P.; ROSSER JUNIOR, B. J. (Org.). **The new palgrave dictionary of economics**. Londres: Palgrave Macmillan, p. 1-7, 2008. Disponível em: [http://link.springer.com/10.1057/978-1-349-95121-5\\_1323-2](http://link.springer.com/10.1057/978-1-349-95121-5_1323-2). Acesso em: 30 jun. 2021.

VISCUSI, W. K. What's to know? Puzzles in the literature on the value of statistical life. **Journal of Economic Surveys**, v. 26, n. 5, p. 763-768, dez. 2012.

VISCUSI, W. K.; HARRINGTON, J. E.; VERNON, J. M. **Economics of regulation and antitrust**. 4. ed. Cambridge, Estados Unidos: MIT Press, 2005.

WEINSTEIN, M. C.; SHEPARD, D. S.; PLISKIN, J. S. The economic value of changing mortality probabilities: a decision-theoretic approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 94, n. 2, p. 373-396, mar. 1980.

**IDENTIFICAÇÃO DA VARIÂNCIA DAS ESTIMATIVAS DO VVE**

As equações (14) e (21), utilizadas na subseção 5.1 para combinar as diferentes estimativas do VVE, dependem das estimativas da variância associadas. Entre os trabalhos incluídos na tabela 1, nenhum disponibilizava tal parâmetro diretamente.

Em dois casos, Ortiz, Markandya e Hunt (2009) e Lavetti e Schmutte (2016), o estudo fornece um intervalo de confiança de 95% que permitia aproximar essa variância seguindo a estratégia apresentada na subseção 6.5.2.2 de Higgins *et al.* (2022), na qual:  $DP = \sqrt{n} \times (\text{Limite superior} - \text{Limite inferior})/3,94$ , para intervalos de 95% de confiança. Tendo em vista que, no caso de Ortiz, Markandya e Hunt (2009), esse procedimento é sabidamente uma aproximação, dado que o modelo utilizado tem uma distribuição assimétrica (Weibull). Essa é também a explicação para os intervalos de confiança para esse estudo apresentados na tabela 1 (original) divergirem daqueles nos gráficos 2 e 3 (aproximados).

Já o trabalho de Sousa (2010) apresenta apenas o erro-padrão para a disposição a pagar subjacente às estimativas do VVE, sendo necessários cálculos para se obter a estimativa da variância do VVE. O trabalho de Ferrari *et al.* (2019) apresenta os erros-padrão para os dois coeficientes, provenientes de uma mesma regressão, que são utilizados para se estimar a disposição a pagar para se evitar uma fatalidade. Essa estimativa é feita a partir da razão entre esses dois coeficientes. O fato de os coeficientes serem estimados em uma mesma regressão faz com que eles tenham dependência entre si, o que impossibilita a utilização da estatística  $F$  ou do método delta para se aproximar sua distribuição. A maneira correta de obter uma estimativa da variância do VVE nesse caso seria reproduzir o estudo original e se realizar um *bootstrap* para os valores de interesse. Considerando isso, optou-se por um procedimento de se construir intervalos de confiança para os referidos parâmetros, e, a partir da razão desses, obter um intervalo para a estimativa do VVE. Em um segundo passo, recorreu-se à fórmula citada acima para se estimar a variância a partir do intervalo de confiança. O problema com esse exercício é que ele subestima a variância dessas estimativas do VVE, o que reflete em um peso maior que o devido das estimativas de Ferrari *et al.* (2019) na meta-análise. Para o trabalho de Pereira, Almeida e Oliveira (2020) recorreu-se ao método delta para se obter a variância da estimativa do VVE a partir daquelas obtidas para o prêmio de risco e para o salário médio.

## REFERÊNCIAS

- FERRARI, T. K. *et al.* **Estimativa do valor da vida estatística e do valor da economia de tempo em viagens nas rodovias brasileiras com a utilização de pesquisa de preferência declarada**. Brasília: Ipea, 2019. (Texto para Discussão, n. 2533).
- HIGGINS, J. P. T. *et al.* (Org.). **Cochrane handbook for systematic reviews of interventions**. Londres: Cochrane, 2022.
- LAVETTI, K.; SCHMUTTE, I. M. **Estimating compensating wage differentials with endogenous job mobility**. 2016.
- ORTIZ, R. A.; MARKANDYA, A.; HUNT, A. Willingness to pay for mortality risk reduction associated with air pollution in São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 1, p. 3-22, mar. 2009.
- PEREIRA, R. M.; ALMEIDA, A. N. de; OLIVEIRA, C. A. de. O valor estatístico de uma vida: estimativas para o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 50, n. 2, p. 227-259, 2020.
- SOUSA, T. R. V. **Ensaio em economia da saúde: o risco e o valor de uma vida estatística no caso dos acidentes de trânsito na cidade de Porto Alegre**. 2010. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010. Disponível em: <https://lume.ufrgs.br/handle/10183/25785>. Acesso em: 15 dez. 2021.

Data da submissão em: 01/02/2023

Primeira decisão editorial em: 28/04/2023

Última versão recebida em: 19/06/2023

Aprovação final em: 20/07/2023

# **Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Aeromilson Trajano de Mesquita

### **Assistentes da Coordenação**

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

### **Supervisão**

Ana Clara Escórcio Xavier

Everson da Silva Moura

### **Revisão**

Alice Souza Lopes

Amanda Ramos Marques Honorio

Barbara de Castro

Brena Rolim Peixoto da Silva

Cayo César Freire Feliciano

Cláudio Passos de Oliveira

Clícia Silveira Rodrigues

Nayane Santos Rodrigues

Olavo Mesquita de Carvalho

Reginaldo da Silva Domingos

Jennyfer Alves de Carvalho (estagiária)

Katarinne Fabrizzi Maciel do Couto (estagiária)

### **Editoração**

Anderson Silva Reis

Augusto Lopes dos Santos Borges

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniel Alves Tavares

Danielle de Oliveira Ayres

Leonardo Hideki Higa

Natália de Oliveira Ayres

### **Capa**

Luís Cláudio Cardoso da Silva

*The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.*

### **Ipea – Brasília**

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF



### **Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0103-4138



9 770103 413007

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO  
PLANEJAMENTO  
E ORÇAMENTO

GOVERNO FEDERAL



UNIÃO E RECONSTRUÇÃO