

**IMPACTOS ECONÔMICOS DA REDUÇÃO DE APOSENTADORIAS
E BENEFÍCIOS NA ECONOMIA BRASILEIRA**

Débora Freire Cardoso
Edson Paulo Domingues
Luís Eduardo Afonso
Guilherme Silva Cardoso

**INCENTIVOS ELEITORAIS E REGRAS FISCAIS (NÃO TÃO) RÍGIDAS:
NOVAS EVIDÊNCIAS PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS A PARTIR
DA RUBRICA RESTOS A PAGAR**

Francielly de Fátima Almeida
Sergio Naruhiko Sakurai
Rodrigo Borges de Almeida

**FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NÃO LINEAR: LIMITE DA DÍVIDA, ESPAÇO FISCAL
E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PARA OS ESTADOS BRASILEIROS**

Jorge Eduardo Macedo Simões
Roberto Tatiwa Ferreira

**ESTIMAÇÃO DE MATRIZES INSUMO-PRODUTO ANUAIS PARA O BRASIL
NO SISTEMA DE CONTAS NACIONAIS REFERÊNCIA 2010**

Patieene Alves-Passoni
Fabio Freitas

**EFICIÊNCIA DOS GASTOS PÚBLICOS NOS ESTADOS BRASILEIROS NAS ÁREA
DE SAÚDE SEGURANÇA E EDUCAÇÃO: UMA ABORDAGEM A PARTIR DA
ANÁLISE ENVOLTÓRIA DE DADOS**

Juliana Moreira Gagliardi
Alexandre Marinho
Luiz Fernando de Paula

**EDUCAÇÃO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO-
ESPACIAL PARA OS MUNICÍPIOS DO SUDESTE BRASILEIRO**

Leonardo Alexandrino de Almeida
Vinícius de Azevedo Couto Firme

**pesquisa e planejamento
econômico - ppe**

ipea

Governo Federal

Ministério do Planejamento e Orçamento

Ministra Simone Nassar Tebet



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

Coordenador-Geral de Imprensa e Comunicação Social (substituto)

João Claudio Garcia Rodrigues Lima

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

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

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

Publicação quadrimestral com análises teóricas e empíricas sobre uma ampla gama de temas relacionados à economia brasileira. Estabelecida em 1971 sob o título Pesquisa e Planejamento, PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

CORPO EDITORIAL

Editor

Maurício Cortez Reis

Coeditores

Marco A.F.H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Danilo Santa Cruz Coelho

Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (CEDEPLAR-UFMG)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (CEDEPLAR-UFMG)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva

Flavia dos Santos Fernandes

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

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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.

SUMÁRIO

IMPACTOS ECONÔMICOS DA REDUÇÃO DE APOSENTADORIAS E BENEFÍCIOS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA	9
Débora Freire Cardoso	
Edson Paulo Domingues	
Luís Eduardo Afonso	
Guilherme Silva Cardoso	
INCENTIVOS ELEITORAIS E REGRAS FISCAIS (NÃO TÃO) RÍGIDAS: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS A PARTIR DA RUBRICA RESTOS A PAGAR	37
Francielly de Fátima Almeida	
Sergio Naruhiko Sakurai	
Rodrigo Borges de Almeida	
FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NÃO LINEAR: LIMITE DA DÍVIDA, ESPAÇO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PARA AS UNIDADES FEDERATIVAS BRASILEIRAS	75
Jorge Eduardo Macedo Simões	
Roberto Tatiwa Ferreira	
ESTIMAÇÃO DE MATRIZES INSUMO-PRODUTO ANUAIS PARA O BRASIL NO SISTEMA DE CONTAS NACIONAIS: REFERÊNCIA 2010	117
Patieene Alves-Passoni	
Fabio Freitas	
EFICIÊNCIA DOS GASTOS PÚBLICOS NOS ESTADOS BRASILEIROS NAS ÁREAS DE SAÚDE, SEGURANÇA E EDUCAÇÃO: UMA ABORDAGEM A PARTIR DA ANÁLISE ENVOLTÓRIA DE DADOS	167
Juliana Moreira Gagliardi	
Alexandre Marinho	
Luiz Fernando de Paula	
EDUCAÇÃO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO-ESPACIAL PARA OS MUNICÍPIOS DO SUDESTE BRASILEIRO	201
Leonardo Alexandrino de Almeida	
Vinícius de Azevedo Couto Firme	

CONTENTS

ECONOMIC IMPACTS OF THE REDUCTION OF PENSIONS AND BENEFITS ON THE BRAZILIAN ECONOMY	9
Débora Freire Cardoso	
Edson Paulo Domingues	
Luís Eduardo Afonso	
Guilherme Silva Cardoso	
ELECTORAL INCENTIVES AND (NOT SO) STRICT FISCAL RULES: NEW EVIDENCE FOR BRAZILIAN MUNICIPALITIES FROM UNPAID SPENDING OBLIGATION	37
Francielly de Fátima Almeida	
Sergio Naruhiko Sakurai	
Rodrigo Borges de Almeida	
NON-LINEAR TAX REACTION FUNCTION: DEBT LIMIT, FISCAL SPACE AND DEBT SUSTAINABILITY FOR BRAZILIAN FEDERATIVE UNITS	75
Jorge Eduardo Macedo Simões	
Roberto Tatiwa Ferreira	
ESTIMATION OF ANNUAL INPUT-OUTPUT TABLES FOR BRAZIL IN THE BRAZILIAN NATIONAL ACCOUNTS SYSTEM REFERENCE 2010	117
Patieene Alves-Passoni	
Fabio Freitas	
EFFICIENCY IN PUBLIC EXPENDITURES IN THE BRAZILIAN STATES IN THE AREAS OF HEALTH, SECURITY AND EDUCATION: A DATA ENVELOPMENT ANALYSIS APPROACH	167
Juliana Moreira Gagliardi	
Alexandre Marinho	
Luiz Fernando de Paula	
EDUCATION AND ECONOMIC GROWTH: A SPATIAL-ECONOMETRIC ANALYSIS FOR THE MUNICIPALITIES FROM SOUTHEAST'S BRAZIL	201
Leonardo Alexandrino de Almeida	
Vinícius de Azevedo Couto Firme	

IMPACTOS ECONÔMICOS DA REDUÇÃO DE APOSENTADORIAS E BENEFÍCIOS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA¹

Débora Freire Cardoso²
Edson Paulo Domingues³
Luís Eduardo Afonso⁴
Guilherme Silva Cardoso⁵

O objetivo deste trabalho é simular o efeito de reduções no Benefício de Prestação Continuada (BPC) e nos benefícios do Regime Geral de Previdência Social (RGPS) e dos regimes próprios de previdência social (RPPS) sobre consumo, produção, bem-estar e desigualdade, em um arcabouço de equilíbrio geral computável. Adotamos duas premissas sobre a resposta do investimento ao corte de benefícios. A primeira supõe que o investimento responda apenas de acordo com os mecanismos endógenos do modelo. A segunda pressupõe que a redução do gasto e do déficit previdenciário afete a taxa efetiva de retorno, incrementando o investimento na economia. Os resultados mostram que reduções no BPC tendem a aumentar a desigualdade e ter mais impactos sobre as famílias de renda baixa. Ocorre o oposto em relação a diminuições no dispêndio dos RPPS. Para o RGPS, há efeito intermediário. Também foram encontradas evidências de que o impacto sobre o produto interno bruto (PIB) depende da resposta do investimento. Caso isso não ocorra, a redução dos benefícios do RGPS e dos RPPS tenderá a ser recessiva.

Palavras-chave: previdência; seguridade social; crescimento econômico; famílias; desigualdade.

ECONOMIC IMPACTS OF THE REDUCTION OF PENSIONS AND BENEFITS ON THE BRAZILIAN ECONOMY

The aim of this paper is to simulate the effect of reductions in the Social Assistance Pension (BPC) and in the benefits of the National Pension Scheme (RGPS) and Civil Service Pension Plan (RPPS) on consumption, production, well-being and inequality, in a computable general equilibrium framework. We adopted two assumptions about the investment response to the cut of the benefits. The first assumes that the investment responds only according to the endogenous mechanisms of the model. The second premise assumes that the reduction of the expenditure and the deficit of the social security system affect the effective rate of return, increasing investment in the economy. The results show that reductions in BPC tend to increase inequality and have more impacts on low-income households. The opposite is true for decreases in RPPS expenditure. For the RGPS, there is an intermediate effect. We also found that the impact on GDP depends on the investment response. If this does not occur, the reduction in the benefits of RGPS and RPPS tends to be recessive.

Keywords: pension system; social security; economic growth; households; inequality.

JEL: E20; E27; E64; D58.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art1>

2. Professora adjunta no Departamento de Ciências Econômicas na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Face/UFMG). *E-mail:* dfreirecardoso@gmail.com.

3. Professor titular no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da UFMG e na Face/UFMG. *E-mail:* epdomin@cedeplar.ufmg.br.

4. Professor associado na Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de São Paulo (FEA/USP). *E-mail:* lafonso@usp.br.

5. Doutorando no Cedeplar/UFMG. *E-mail:* scardoso.guilherme@gmail.com.

1 INTRODUÇÃO

Há vários anos, todos os governos do Brasil têm tentado fazer uma reforma da previdência. Os principais motivos são o elevado gasto com benefícios, os déficits crescentes e as desigualdades entre os regimes de previdência dos trabalhadores dos setores público e privado. Esse quadro tende a se agravar, pois, segundo os dados de projeções oficiais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2018), a proporção de idosos na população aumentará muito nos próximos anos. A transição demográfica implica mudanças profundas nas políticas sociais do país, e a previdência social não é exceção (Turra, 2018). De forma consonante com esse diagnóstico, o governo do presidente Jair Bolsonaro apresentou, no início do seu mandato, a Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 6/2019. Após tramitar no Poder Legislativo, foi aprovada em dezembro desse ano, com alterações substanciais, dando origem à Emenda Constitucional (EC) nº 103/2019.

De forma geral, as mudanças aprovadas consistem na unificação da idade de aposentadoria no Regime Geral de Previdência Social (RGPS) e nos regimes próprios de previdência social (RPPS),⁶ sendo 65 anos para homens e 62 anos para mulheres. Dessa forma, deixam de existir no RGPS as aposentadorias por tempo de contribuição e por idade, passando a haver uma única espécie de aposentadoria, a qual apresenta os seguintes requisitos: vinte anos de contribuição para homens e quinze anos para mulheres. No RPPS, o requisito contributivo mínimo são 25 anos. A fórmula de cálculo do benefício também foi alterada, sendo 60% da média mais um *accrual rate* de 2% ao ano. As alíquotas de contribuição foram tornadas mais progressivas, com valores mais elevados, em particular para os funcionários públicos.

Em razão de o tema da reforma previdenciária estar na primeira página da agenda político-econômica recente, maior importância tem sido dada aos aspectos fiscais, em particular à redução do dispêndio previdenciário, mas há duas lacunas importantes nesse debate. A primeira é que pouco se discute a respeito do papel dos benefícios previdenciários e assistenciais como fonte de renda das famílias. Alterações no gasto com aposentadorias e pensões têm repercussões relevantes para a economia, que vão muito além da busca do ajuste fiscal. Há impactos diferenciados de acordo com características como a renda e a inserção no mercado de trabalho.

A segunda lacuna refere-se às análises, as quais são, majoritariamente, feitas em equilíbrio parcial, quando deveriam ser feitas em um arcabouço de equilíbrio geral. Modificações nos regimes de previdência e nos programas de transferência de renda têm impactos sobre mercado de trabalho, investimento, consumo e muitas outras variáveis macroeconômicas, que, por estarem inter-relacionadas, provocam efeitos sistêmicos na economia.

6. Por questão de disponibilidade de dados, todos os RPPS (União, estados, municípios e Distrito Federal) são tratados de forma conjunta. Por esse motivo, empregamos no singular os termos “o RPPS”, “do RPPS”, “no RPPS” e “pelo RPPS” ao longo do texto.

O estudo dos diversos aspectos dos sistemas de previdência é bastante complexo. Envolve grande conjunto de informações referentes ao mercado de trabalho, às características demográficas da população e à imputação de regras previdenciárias para diferentes momentos e/ou gerações e longos períodos de tempo. No Brasil, a dificuldade de obter microdados adequados fez com que autores empregassem, por exemplo, *pooling* de pesquisas nacionais por amostra de domicílios – PNADs (Afonso e Fernandes, 2005), ou a metodologia dos indivíduos representativos (Giambiagi e Afonso, 2009). Um dos poucos trabalhos que empregou microdados dos registros administrativos foi o de Afonso (2016); trabalhos que empregam modelos de equilíbrio geral computável às questões previdenciárias no Brasil são bastante raros, e uma notável exceção é o de Silva (2018).

Na literatura internacional, no entanto, há extenso material que utiliza modelos de equilíbrio geral computável (EGC) para a análise de reformas de sistemas de previdência. O trabalho bastante conhecido de Auerbach e Kotlikoff (1985) é considerado o marco inicial nessa linha de modelos, e os trabalhos de Mai *et al.* (2014), Peng (2019), Makarski e Tyrowicz (2019) e Nassios *et al.* (2019) são exemplos de aplicações de modelos de EGC à questão previdenciária.⁷

O objetivo desta pesquisa é analisar os impactos que alterações nos benefícios previdenciários e assistenciais teriam na economia brasileira. Para esse fim, é empregada uma metodologia que permite observar os efeitos de consumo, produção, bem-estar e desigualdade desses pagamentos na economia, em um arcabouço de equilíbrio geral computável. A estratégia metodológica consiste em estimar o efeito da redução desses pagamentos na economia, considerando as aposentadorias e as pensões pagas pelo RGPS, pelo RPPS e, também, pelo programa do Benefício de Prestação Continuada (BPC), benefício assistencial pago pelo Instituto Nacional do Seguro Social (INSS).

Nesse sentido, são utilizadas bases de dados detalhadas das transferências do RGPS, do RPPS e do BPC em um modelo de EGC. Esse modelo, denominado Bright (*brazilian social accounting – general equilibrium model for income generation, households and transfers*), desenvolvido por Cardoso (2016), está especialmente capacitado para avaliar questões relacionadas a transferências, tributação, geração, apropriação e distribuição da renda na economia brasileira.

Além desta introdução, o trabalho divide-se em mais quatro seções. A segunda seção apresenta o modelo de EGC e as bases de dados utilizadas; a terceira seção destaca as estratégias de simulação; a quarta seção discute os resultados; e a quinta seção ressalta as considerações finais.

7. Para uma *survey* do uso desse tipo de modelo aplicado à previdência, ver Fehr (2016).

2 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

O modelo Bright conta com diversos elementos que o tornam adequado às análises dos impactos de políticas públicas e aos temas relacionados à distribuição de renda. Trata-se de um modelo de EGC multiproduto com elementos de dinâmica recursiva (*backward looking*), especificado para 55 setores, 110 produtos e quatorze setores institucionais: onze famílias representativas – definidas por onze classes de renda –, empresas, governo e o resto do mundo. São detalhados três fatores produtivos primários (terra, trabalho e capital), dois setores de margens (comércio e transportes), importações por produto para cada um dos 55 setores e dos componentes da demanda final, impostos indiretos – desagregados em Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e outras taxas e subsídios – e sobre produção (dois tipos, a saber, sobre produção e outros custos e sobre subsídios), além de impostos diretos (impostos sobre renda e patrimônio pagos por famílias e empresas).

O Bright foi calibrado a partir de uma matriz de contabilidade social (MCS), com múltiplas famílias representativas, matriz que reúne dados provenientes das matrizes de insumo-produto estimadas pelo Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo – Nereus/USP (Guilhoto e Sesso Filho, 2010); das tabelas de recursos e usos (TRUs) e das contas econômicas integradas (CEIs) do Sistema de Contas Nacionais – SCN (IBGE, 2015); e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009 (IBGE, 2011). É um modelo, cujo ano-base é 2008, especialmente estruturado para interconectar os fluxos de renda entre os setores produtivos, as onze classes familiares e os demais agentes da economia brasileira.

Seguindo a tradição Johansen/australiana em modelos de EGC, o Bright foi construído com base nas estruturas teóricas dos modelos *brazilian dynamic general equilibrium* – Bridge (Domingues *et al.*, 2014; 2015) e *philippines general equilibrium* – Philgem (Corong e Horridge, 2012; Corong, 2014). São modelos do tipo Johansen, formulados como um sistema de equações linearizadas e solucionadas pelo *software* General Equilibrium Modelling Package – Gempack (Horridge *et al.*, 2018), o qual permite acessar as soluções, como taxas de crescimento (elasticidades), utilizando-se de variados tipos de fechamento. A especificação teórica é composta por blocos de equações que determinam relações de oferta e demanda, derivadas de hipóteses de otimização e condições de equilíbrio de mercado (*market clearing*), detalhadas em Cardoso (2016).

A partir dos dados da MCS desenvolvida por Burkowsky, Perobelli e Perobelli (2016) e da POF (IBGE, 2011), Cardoso (2016) elabora um modelo de EGC com ligações explícitas entre as diferentes fontes de renda e dispêndio dos diversos agentes da economia. Para esse trabalho, as famílias são divididas em onze classes de acordo com a renda total, representando, assim, um avanço da modelagem de

EGC na estimativa dos efeitos de determinadas políticas e em suas consequências na distribuição de renda. A inclusão de dinâmica recursiva no Bright também o qualifica entre os modelos de EGC voltados para a economia brasileira.

No modelo Bright, os setores produtivos minimizam custos de produção sujeitos a uma tecnologia de retornos constantes de escala, em que a combinação de insumos intermediários e de fator primário (agregado) é determinada por coeficientes fixos de Leontief. Na composição dos insumos, há substituição, via preços, entre o produto doméstico e o importado, por meio de funções de elasticidade de substituição constante (CES). Na composição dos fatores primários, também há substituição via preço entre capital e trabalho por funções CES.

A demanda familiar, de cada um dos onze grupos de famílias representativos no modelo, é especificada a partir de funções de utilidade não homotéticas Stone-Geary (Peter *et al.*, 1996). Essa especificação divide o consumo dos bens e dos serviços em parcelas de “luxo” e “subsistência”, reservando uma parcela fixa do gasto em subsistência e uma parcela residual em “gasto de luxo”, o que permite que modificações na renda causem mudanças diferenciadas no consumo dos produtos – daí seu caráter não homotético. Na composição do consumo do produto entre doméstico e importado, utilizam-se funções de elasticidade de CES. As exportações setoriais respondem a curvas de demanda negativamente associadas aos custos domésticos de produção e são positivamente afetadas pela expansão exógena da renda internacional, adotando-se a hipótese de país pequeno no comércio internacional.

O investimento e o estoque de capital seguem mecanismos de deslocamento intersetorial e de acumulação com base em regras preestabelecidas, associadas a taxas esperadas de retorno e de depreciação do estoque de capital. Desse modo, setores com elevação na taxa esperada de retorno, calculada endogenamente, atraem investimento. Esse investimento realizado no período t gera o estoque de capital no período $t+1$, por meio de uma regra-padrão de acumulação, a partir do estoque de capital inicial descontado da depreciação.

O mercado de trabalho também apresenta um elemento de ajuste intertemporal, que envolve as variáveis de salário real, emprego atual e emprego tendencial. Nesse mecanismo, o salário real se eleva relativamente ao cenário tendencial, e a taxa é proporcional ao desvio entre o crescimento da oferta de trabalho e o crescimento da oferta de emprego. O ajuste do salário real a esse *gap* entre oferta e demanda de trabalho é controlado por um parâmetro de ajustamento.

O gasto do governo é alocado no consumo corrente de bens e serviços e em transferências para outros agentes, além dos gastos com investimento público. As transferências (RGPS, RPPS, BPC e Programa Bolsa Família – PBF) seguem a renda do governo, e o gasto corrente nominal total dessa instituição é tido como a soma de todas as despesas (consumo e transferências), ponderada pela participação

de cada uma no total dos gastos correntes. A hipótese de consumo de bens e serviços do governo adotada em Cardoso (2016) é que isso é uma função da receita de impostos e uma variável de deslocamento que permite mudanças exógenas no consumo.

Além do consumo corrente, o governo também consome bens de investimento. Esse é um diferencial do Bright com relação aos outros modelos que consideram investimento privado e público em um único vetor; isso possibilita choques específicos de investimento público. A mudança percentual nos gastos de investimento do governo é mensurada a partir da participação inicial do investimento público por setor i no investimento total do respectivo setor. Supõe-se, portanto, que essa participação seja exógena – isto é, constante.

O Bright representa um avanço em relação aos modelos de EGC na literatura, principalmente ao incorporar o tratamento explícito das interdependências entre os setores produtivos e os setores institucionais da economia, explicitando o processo de geração, distribuição e transferência de renda – requisitos importantes para a investigação do problema de pesquisa proposto neste estudo.

Especificamente, podem-se enumerar algumas das inovações relevantes do Bright, que são importantes neste trabalho, conforme descrito a seguir.

- 1) O modelo caracteriza a renda por todas as suas fontes para os diversos setores institucionais. Além da apropriação de salários pelas famílias, conta com a distribuição do excedente operacional bruto (EOB) entre famílias – por suas onze classes –, empresas e governo, bem como adiciona a renda proveniente de transferências institucionais, de principal atenção neste estudo.
- 2) Na apropriação dos rendimentos do trabalho pelas famílias, o modelo atrela os salários pagos por cada setor produtivo ao tipo de família, as quais são definidas por classe de renda – usualmente, modelos de EGC não fazem essa distinção.
- 3) Detalha o uso da renda dos diversos setores institucionais. Além do gasto em consumo com bens e serviços domésticos e importados pelas famílias e pelo governo, e do consequente pagamento de impostos indiretos, já usual em modelos de EGC, detalham-se os demais dispêndios, como as transferências aos demais agentes e o pagamento de impostos diretos sobre a renda.
- 4) O consumo das famílias passa a ser função da renda disponível. Usualmente, essa relação é tomada como implícita no fechamento dos modelos de EGC. No Bright, insere-se uma função de consumo que liga diretamente o consumo à renda disponível.

- 5) O consumo do governo pode ser endógeno em função da receita total com impostos diretos e indiretos – usualmente, modelos de EGC assumem gasto do governo exógeno, seguindo o consumo das famílias ou as variações do produto interno bruto (PIB).

Esse modelo combina dados do SCN e do IBGE, com as informações da POF⁸ 2008-2009, também do IBGE. Para este trabalho, o modelo foi adaptado com o mapeamento específico de aposentadorias e pensões, tanto do RGPS quanto do RPPS, além dos benefícios do BPC para onze classes de renda, utilizando-se os dados da POF. Essas onze classes podem ser visualizadas na tabela 1.

TABELA 1
Tipologia das famílias segundo classes de renda familiar mensal

Famílias	Classes de renda em termos de salário mínimo (SM)
H1	0-1
H2	1-2
H3	2-3
H4	3-5
H5	5-6
H6	6-8
H7	8-10
H8	10-15
H9	15-20
H10	20-30
H11	Acima de 30

Fonte: POF 2008-2009 (IBGE, 2011).
Elaboração dos autores.

As características das famílias representativas do modelo podem ser visualizadas na tabela 2. Cerca de 60% das famílias brasileiras estão concentradas nas quatro primeiras faixas de renda. Pode-se afirmar, portanto, que mais da metade da população representada pela POF se encontra no estrato inferior em termos do nível de renda – dividido em três grupos. O grupo de famílias de maior nível de renda (H11) possui renda média expressivamente mais elevada que os demais, sendo duas vezes maior que a renda do grupo imediatamente anterior (H10). É possível observar que, quanto maior a renda média do grupo, mais heterogêneo ele é em termos de renda, conforme mostra a coluna do desvio-padrão.

8. Mais informações sobre o modelo de EGC podem ser encontradas em Cardoso (2016; 2020). A matriz de contabilidade social utilizada como uma das informações para a base de dados do modelo foi construída por Burkowsky, Perobelli e Perobelli (2016), e Cardoso (2016; 2020) insere detalhamento do setor institucional *famílias* na MCS por classes de renda.

Segundo as informações das contas econômicas integradas (IBGE, 2015), os benefícios pagos tanto na forma de aposentadorias como de pensões pelo RGPS, pelo RPPS e pelos benefícios do BPC representam 89,5% das transferências do governo para as famílias. Os dados da POF possibilitam a desagregação desse dispêndio entre as modalidades de benefícios e as classes de renda. Das transferências feitas às famílias, as aposentadorias e as pensões do RGPS compõem a maior parcela, com 67%, seguidas das aposentadorias e das pensões do RPPS, com 31%, e, por último, do BPC, que ocupa 2% do total dos benefícios. As transferências do RGPS podem ser subdivididas em aposentadorias, que representam 54%, e pensões, com os demais 13%. Para o RPPS, as aposentadorias representam 23%, enquanto as pensões ocupam os 8% restantes.

TABELA 2
Características das classes de renda no Brasil

Famílias	Número de famílias	Número de indivíduos	Participação das classes no total (%)	Renda média (R\$)	Desvio- padrão (R\$)	Mínimo (R\$)	Máximo (R\$)
H1	3.080.421	9.570.064	5,3	290	95	17	415
H2	9.328.288	28.538.968	16,1	627	121	416	830
H3	10.036.874	31.959.056	17,4	1.028	118	831	1.244
H4	12.949.710	43.599.263	22,4	1.621	237	1.248	2.070
H5	4.079.336	13.977.026	7,1	2.278	116	2.076	2.490
H6	5.542.898	18.714.398	9,6	2.856	245	2.492	3.310
H7	3.391.460	11.848.384	5,9	3.727	253	3.330	4.142
H8	4.185.498	14.566.335	7,2	5.049	601	4.164	6.201
H9	1.989.700	7.043.100	3,4	7.134	626	6.235	8.300
H10	1.678.417	5.517.373	2,9	10.057	986	8.450	11.995
H11	1.554.002	5.185.330	2,7	19.934	11.953	12.480	82.370

Fonte: POF 2008-2009 (IBGE, 2011).
Elaboração dos autores.

Os dados da POF por classe de renda ajudam a entender o papel desses pagamentos na renda das famílias. As tabelas 3 e 4 indicam a participação dos benefícios do RGPS, do RPPS e do BPC nos grupos de famílias.

A tabela 3 exhibe a distribuição das espécies de benefícios entre as classes de renda. O RGPS apresenta distribuição mais homogênea. Vale lembrar, no entanto, que as classes mais baixas representam a maior parte da população, como pode ser visto na tabela 2 – 60% das famílias então concentradas nas quatro primeiras classes. A classe H4, que é aquela com renda familiar mensal de 3 a 5 SMs, detém a maior fatia dos benefícios pagos pelo RGPS (19,2%). No entanto, a classe H11, que representa apenas 2,7% das famílias, tem participação de 9,3%. Os benefícios do

RPPS concentram-se primordialmente nas classes mais altas. O grupo H11 (renda familiar mensal acima de 30 SMs) detém, sozinho, quase 40% dessa modalidade de benefício. Juntas, as classes H8 a H11 recebem 77% do benefício do RPPS. O BPC, por sua vez, é concentrado nas classes mais baixas: 82% do benefício é direcionado para as quatro primeiras classes de renda. Destaca-se a baixa proporção do benefício na classe H1, e isso implica que poucas famílias têm o BPC como única fonte de renda, já que qualquer renda adicional coloca essas famílias na classe H2 ou acima, uma vez que o BPC tem valor igual a 1 SM (teto da classe). A disparidade verificada entre RGPS e RPPS mostra como é heterogêneo o sistema previdenciário brasileiro.

TABELA 3

Distribuição dos benefícios por modalidade entre as classes de renda – Brasil (2008)
(Em %)

	RGPS (aposentadorias e pensões)	RPPS (aposentadorias e pensões)	BPC
H1	0,1	0,0	0,4
H2	6,4	0,8	22,1
H3	11,9	1,6	31,1
H4	19,2	5,4	28,5
H5	7,5	2,5	5,6
H6	11,7	7,3	6,3
H7	7,7	5,2	1,8
H8	12,5	10,8	2,8
H9	7,7	10,6	0,7
H10	6,0	17,5	0,1
H11	9,3	38,3	0,6
Total	100,0	100,0	100,0

Fonte: POF 2008-2009 (IBGE, 2011).
Elaboração dos autores.

Na tabela 4, apresenta-se a distribuição dos benefícios por modalidade para cada grupo de renda, o que permite inferir qual tipo de benefício é mais importante para cada uma das onze classes. O RGPS tem importância maior entre os benefícios recebidos pelas classes mais baixas e médias, perdendo relevância nas classes mais altas; o RPPS representa grande parte dos benefícios recebidos pelas classes mais elevadas; e o BPC, naturalmente, tem maior peso para as classes mais baixas.

TABELA 4

Participação dos benefícios por modalidade no total de benefícios recebidos pelas classes de renda – Brasil (2008)
(Em %)

	RGPS (aposentadorias e pensões)	RPPS (aposentadorias e pensões)	BPC	Total dos benefícios
H1	82	7	11	100
H2	86	5	9	100
H3	87	5	7	100
H4	85	11	4	100
H5	85	13	2	100
H6	77	22	1	100
H7	76	24	1	100
H8	71	28	0	100
H9	61	39	0	100
H10	43	57	0	100
H11	35	65	0	100
Total	67	31	2	100

Fonte: POF 2008-2009 (IBGE, 2011).
Elaboração dos autores.

Na tabela 5, que exibe a participação dos benefícios pagos pela previdência na renda bruta total das famílias, observa-se que as transferências do RGPS representam a modalidade mais representativa. A maior participação do RGPS pode ser vista nas classes de H2 a H4, que têm renda familiar entre 1 e 5 SMs. Para elas, as transferências do RGPS chegam a representar 16% do agregado da renda da classe. Para famílias com renda de 5 a 8 SMs, a participação dos benefícios do RGPS na renda total também é mais relevante em comparação com as demais. As transferências do RPPS, por sua vez, são mais representativas para as famílias de classe mais alta; em especial, as do topo da distribuição de renda (H10 e H11). Naturalmente, como têm renda elevada e fontes diversificadas, as aposentadorias e as pensões representam pouco da renda total desses grupos (5% da renda total para H10 e H11 separadamente). O BPC tem participação pequena na renda total, mas concentração nas classes de H2 a H4. O grupo com maior participação das transferências do BPC é o H2, com representatividade de 2% na renda bruta total da classe.

É interessante notar que, na primeira classe de renda (H1 – renda familiar total de 0 a 1 SM), há participação ínfima das modalidades de benefícios na renda total, o que evidencia uma classe de renda excluída das transferências oriundas de aposentadorias – ou do BPC por idade. Os dados exibidos na tabela 2 mostram que, na amostra expandida da POF, esse grupo de renda abarca 3,1 milhões de famílias (5,3% do total de famílias) e 9,6 milhões de indivíduos (5% do total de indivíduos).

TABELA 5

Participação dos benefícios pagos pelo sistema previdenciário na renda bruta total das famílias: por modalidade de benefício e classe de renda – Brasil (2008)
(Em %)

	RGPS (aposentadorias e pensões)	RPPS (aposentadorias e pensões)	BPC
H1	2	0	0
H2	16	1	2
H3	16	1	1
H4	12	2	1
H5	10	2	0
H6	9	3	0
H7	7	2	0
H8	7	3	0
H9	6	4	0
H10	4	5	0
H11	3	5	0

Fontes: SCN (IBGE, 2015) e POF 2008-2009 (IBGE, 2011).
Elaboração dos autores.

3 ESTRATÉGIAS DE SIMULAÇÃO

Este trabalho se propõe a responder à seguinte questão: quais seriam os efeitos de uma reforma previdenciária que afetasse as aposentadorias e as pensões dos RPPS e do RGPS, bem como o BPC? Deve ser lembrado que a versão original da PEC nº 6/2019 previa o pagamento do BPC a partir dos 60 anos, mas com valor de R\$ 400,00. O valor de 1 SM somente seria pago aos 70 anos, diferentemente do pagamento de 65 anos, em vigor. A EC nº 103/2019 deve implicar uma redução do dispêndio com benefícios do RGPS e do RPPS e, conseqüentemente, a diminuição da renda disponível das famílias. Menor renda significa menor consumo, menor atividade econômica e, portanto, menor investimento na economia. Essa redução de demanda, por sua vez, representa queda de preços na economia – ou redução da inflação –, o que pode impulsionar as exportações e reduzir importações.

Em um modelo de economia real, como o modelo de EGC utilizado neste estudo, não há efeito de expectativas sobre investimentos, pois estes só se alteram em razão das mudanças em características observadas na economia (taxa efetiva de retorno, renda, preços e atividade econômica). Os exercícios de simulação que efetuamos permitem projetar esses efeitos reais de modelo sistêmico e consistente.

Para lidar com a questão da ausência de um canal de efeitos, por meio de expectativas nos modelos de EGC, adotamos duas premissas sobre a resposta do investimento ao corte de benefícios, simulando dois cenários distintos. A primeira

supõe que o investimento responda apenas de acordo como os mecanismos do modelo. A segunda, além dos mecanismos endógenos ao modelo, pressupõe que a redução do gasto e do déficit previdenciário afete a taxa efetiva de retorno, incrementando o investimento na economia. De alguma forma, essa segunda premissa procura mimetizar alguma mudança positiva nas expectativas dos agentes econômicos, o que é decorrente da reforma. Essa foi uma questão bastante realçada no debate a respeito da reforma previdenciária, e o argumento era que a reforma seria acompanhada por um aumento dos investimentos privados, devido a uma melhoria nas expectativas dos agentes em resposta à percepção de melhoria na sustentabilidade das contas públicas. Para captar esse possível cenário e identificar seus efeitos, adotamos essa segunda premissa. O quadro 1 resume as seis simulações elaboradas neste estudo.

QUADRO 1
Resumo dos choques e das premissas do modelo

Simulação	Choque	Premissa sobre investimento
RPPS	Corte de R\$ 1 bilhão nos pagamentos de RPPS	Resposta de acordo com os mecanismos do modelo
RGPS	Corte de R\$ 1 bilhão nos pagamentos de RGPS	
BPC	Corte de R\$ 1 bilhão nos pagamentos de BPC	
RPPS_Inv	Corte de R\$ 1 bilhão nos pagamentos de RPPS	Mecanismos do modelo e resposta positiva do investimento – devido à redução do déficit da previdência
RGPS_Inv	Corte de R\$ 1 bilhão nos pagamentos de RGPS	
BPC_Inv	Corte de R\$ 1 bilhão nos pagamentos de BPC	

Elaboração dos autores.

De modo a compararmos os efeitos de cortes nos benefícios, adotamos a mesma redução de R\$ 1 bilhão – em valores de 2019 – para o pagamento de aposentadorias do RGPS, do RPPS⁹ e do BPC, bem como realizamos uma simulação para cada caso. O corte monetário de mesma magnitude (R\$ 1 bilhão) é *ad hoc* e serve para definirmos uma elasticidade de resposta em termos de impactos na renda das famílias e em termos econômicos para os três tipos de benefícios. Vale ressaltar que o corte de R\$ 1 bilhão representa pouco de cada um dos benefícios. O RGPS desembolsou, em 2019, R\$ 626,51 bilhões (Brasil, 2019); o RPPS (União, estados e municípios), R\$ 289,8 bilhões;¹⁰ e o BPC, que é o menor dos três benefícios em valores pagos às famílias, R\$ 55,5 bilhões (Brasil, 2020). Salientamos, ainda, que nosso objetivo não é projetar o efeito da EC nº 103/2019. Buscamos entender como esses cortes podem afetar a economia brasileira e fizemos a suposição de que a redução no dispêndio com a previdência gera poupança pública para o governo e de que este não altera seu consumo e provisão de bens e serviços. Assim, o efeito dessa política pode ser utilizado para o abatimento da dívida pública.

9. Não incluímos a previdência dos militares.

10. Disponível em: <https://www.gov.br/previdencia/pt-br/assuntos/previdencia-no-servico-publico/estatisticas-e-informacoes-dos-rpps-1/estatisticas-e-informacoes-dos-rpps>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Uma informação importante é que o mesmo corte de R\$1 bilhão representou, de forma anual, em 2019, parcela distinta nos três benefícios: 0,16% do RGPS; 0,35% do RPPS;¹¹ e 1,8% do BPC. Nossos dados mostram a concentração de pagamentos do RGPS nas famílias de H2 a H7 (64% desse benefício); do RPPS nas famílias de H8 a H11 (77%); e do BPC nas famílias de H1 a H4 (82%).

Nas simulações, supomos que os demais benefícios e as transferências permanecem inalterados. Adotamos um cenário de dez anos de forma a permitir o ajustamento de longo prazo da economia aos choques.

Um dos aspectos distintivos que nossa metodologia permite observar é o impacto na renda disponível das famílias; naturalmente, o corte de benefícios afeta diretamente a renda delas. No entanto, há também o efeito indireto sobre a atividade econômica, que impacta o pagamento de salários, a remuneração de capital e as demais fontes de renda. O modelo de equilíbrio geral computável que utilizamos está especialmente capacitado para capturar esses efeitos indiretos sobre a remuneração dos fatores e a renda das famílias.

4 RESULTADOS

A tabela 6 e o gráfico 1 mostram os impactos sobre a renda disponível das famílias nas seis simulações. Uma conclusão importante é que a hipótese de resposta mais intensa do investimento (simulações de 4 a 6) apenas desloca positivamente os resultados de impacto na renda das famílias, o que era esperado. Assim, os resultados do corte de aposentadorias são positivos, ou menos negativos, se adotamos uma suposição de resposta mais forte do investimento.

A segunda conclusão, e a mais relevante, é que um corte de pagamentos do BPC seria bastante regressivo, impactando fortemente as famílias de menor renda. Os cortes no dispêndio do RPPS se mostram menos regressivos (afetam mais negativamente os grupos de maior renda), enquanto os cortes do RGPS também apresentam certo caráter regressivo.

TABELA 6

Impacto sobre a renda disponível das famílias nas simulações: por grupo de famílias (2019-2030)

Famílias	Simulações					
	(1) RPPS	(2) RGPS	(3) BPC	(4) RPPS_Inv	(5) RGPS_Inv	(6) BPC_Inv
H1	-0,002	-0,007	-0,029	0,047	0,042	0,020
H2	-0,005	-0,048	-0,177	0,044	-0,005	-0,130
H3	-0,007	-0,051	-0,138	0,043	-0,006	-0,088

(Continua)

11. Não estamos considerando aqui a previdência dos militares.

(Continuação)

Famílias	Simulações					
	(1) RPPS	(2) RGPS	(3) BPC	(4) RPPS_Inv	(5) RGPS_Inv	(6) BPC_Inv
H4	-0,016	-0,045	-0,068	0,038	0,004	-0,015
H5	-0,016	-0,041	-0,038	0,037	0,008	0,016
H6	-0,023	-0,038	-0,028	0,027	0,010	0,023
H7	-0,022	-0,036	-0,021	0,029	0,012	0,030
H8	-0,027	-0,033	-0,020	0,021	0,012	0,029
H9	-0,037	-0,031	-0,016	0,007	0,012	0,030
H10	-0,041	-0,023	-0,015	0,002	0,020	0,030
H11	-0,044	-0,020	-0,014	-0,007	0,017	0,025

Fonte: Resultados de simulações.

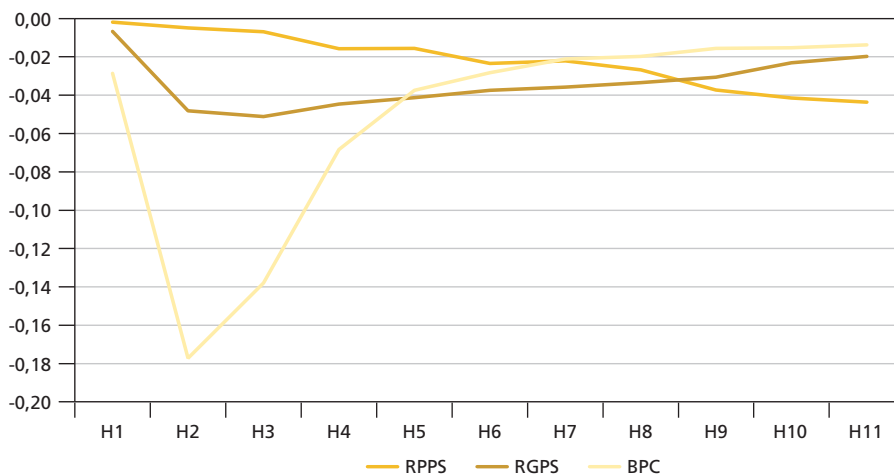
Elaboração dos autores.

Obs.: Variação percentual real acumulada.

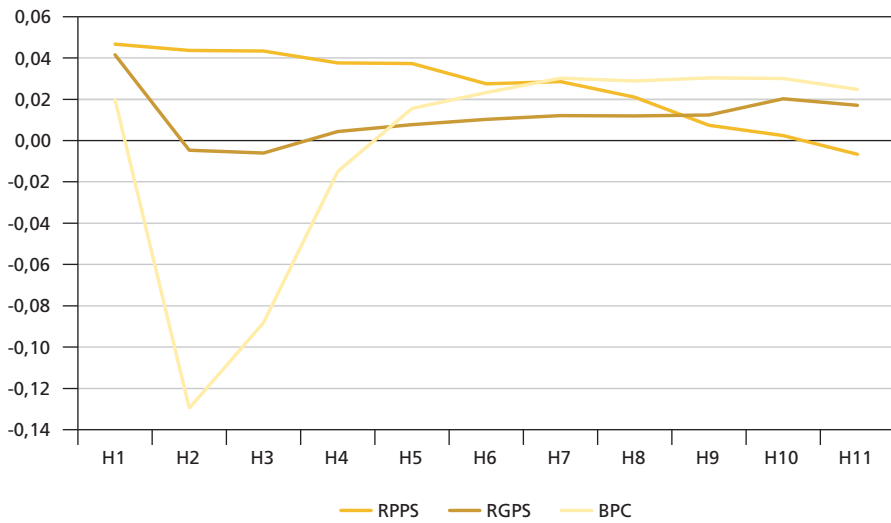
GRÁFICO 1

Impacto sobre a renda disponível das famílias nas simulações: por grupo de famílias

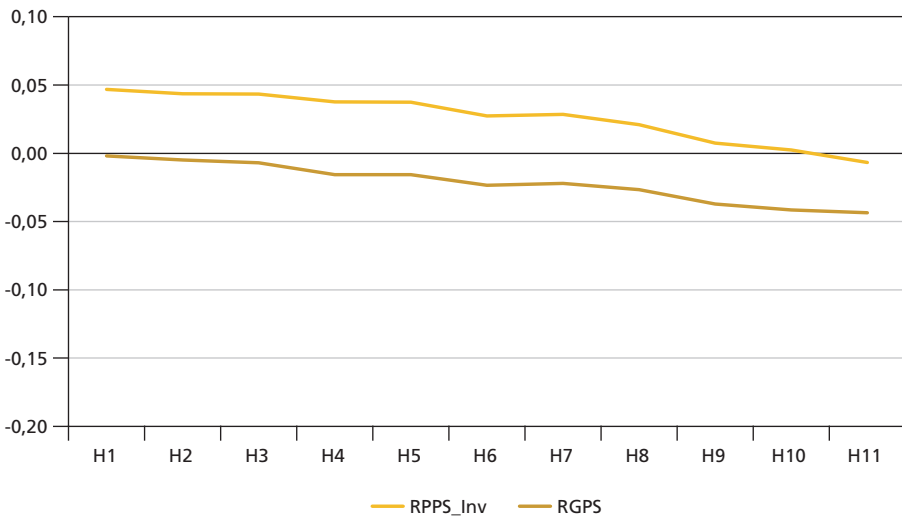
1A – Simulações RPPS, RGPS e BPC



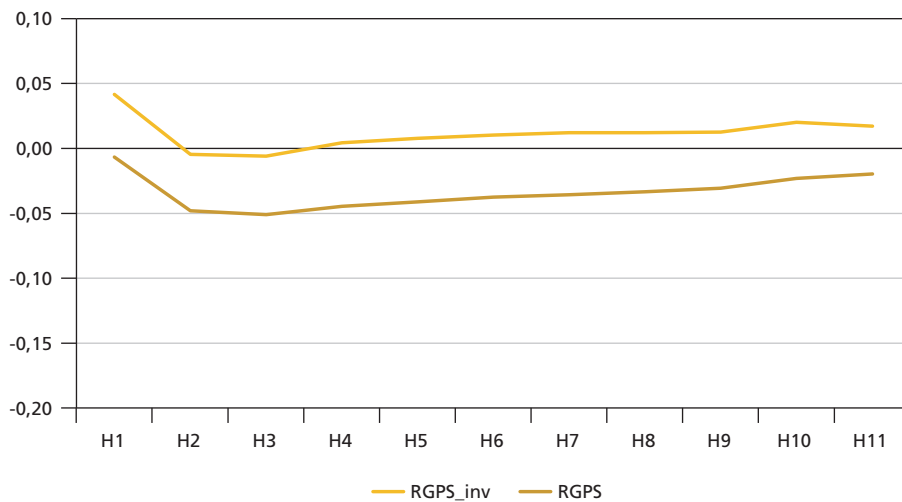
1B – Simulações RPPS_Inv, RGPS_Inv e BPC_Inv



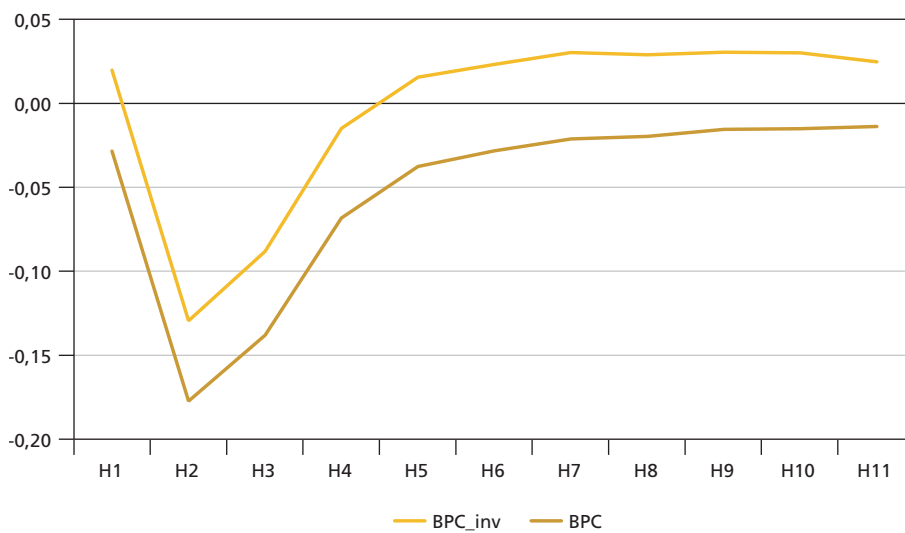
1C – Simulações RPPS e RPPS_Inv



1D – Simulações RGPS e RGPS_Inv



1E – Simulações BPC e BPC_Inv



Fonte: Resultados das simulações.

Elaboração dos autores.

Obs.: Variação percentual real acumulada em dez anos.

O caráter regressivo ou progressivo dos cortes nos benefícios pode ser confirmado pela mensuração do índice de Gini¹² da distribuição da renda total entre as famílias, com base nos resultados das simulações. Em um modelo como o deste estudo, a modificação na renda apropriada por cada classe de família capta tanto os efeitos diretos do corte da transferência específica na renda das famílias quanto os efeitos indiretos, que decorrem do efeito desses cortes na atividade econômica e, conseqüentemente, no pagamento de renda do trabalho, do capital e de outras transferências às famílias.

A tabela 7 e o gráfico 2 mostram esses impactos no final do período simulado (2030). No cenário-base, nenhum corte é realizado, e, portanto, mantém-se inalterada a distribuição de renda. Comparativamente, analisamos a mudança no índice de Gini da distribuição da renda resultante dos cenários de corte no RPPS, no RGPS e no BPC, além dos cenários de cortes nesses benefícios com o ajuste do investimento (RPPS_I, RGPS_I e BPC_I).

Os resultados para o índice de Gini confirmam a regressividade de possíveis cortes no BPC, já apontada pela análise dos impactos na renda das famílias. A variação positiva no índice de Gini, na simulação do BPC e em relação ao cenário-base (gráfico 2), mostra que o corte desse tipo de benefício pioraria a desigualdade de renda no país e que esse impacto de piora seria o maior entre os cortes. A redução dos benefícios do RGPS também seria regressiva em termos da concentração de renda, embora em magnitude bastante inferior ao impacto dos cortes no BPC. Já o corte de benefícios do RPPS teria caráter progressivo, com melhoria do índice de Gini em relação ao cenário-base.

Conforme explicitado, os benefícios do RPPS são concentrados no topo da distribuição de renda, de modo que uma redução dessas transferências geraria redução no índice de Gini e, portanto, na desigualdade do país. Os cenários em que são simulados os cortes de benefícios com a premissa de ajuste do investimento (RPPS_Inv, RGPS_Inv e BPC_Inv) apresentam impactos na desigualdade muito similares aos impactos dos cenários em que o investimento é determinado apenas pelos mecanismos do modelo (RPPS, RGPS e BPC).

12. Importante observar que, como as famílias estão retratadas por agentes representativos, os valores obtidos para o índice de Gini são relativos às onze classes de renda – considerando-se o número de famílias em cada classe –, e não à desigualdade entre indivíduos, comumente estimada. Assim, cabe ressaltar que, nesse caso, o valor obtido para a desigualdade difere daquele estimado pelas fontes oficiais (Hoffman, 1998).

TABELA 7

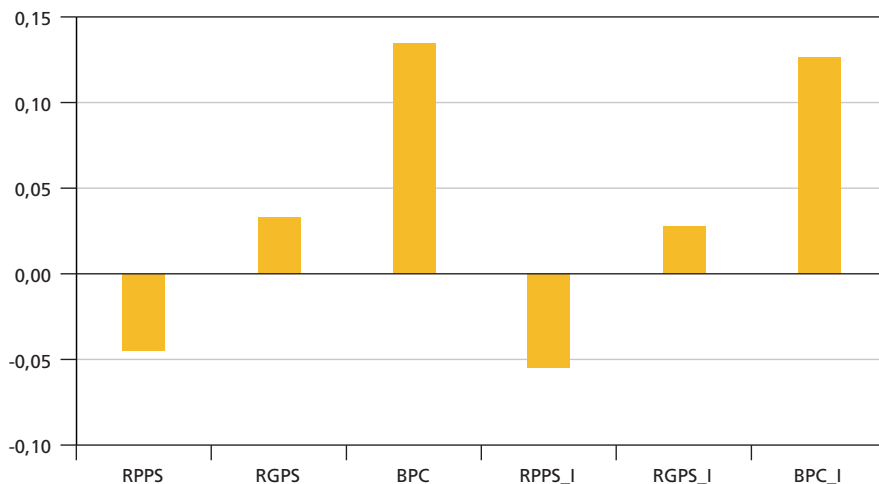
Desigualdade de renda entre famílias: índice de Gini da distribuição da renda total, entre as onze classes de renda, por simulação (2030)

Cenários de simulação	Índice de Gini	Varição em relação ao cenário-base (%)
Cenário-base	0,5685	-
RPPS	0,5683	-0,04
RGPS	0,5687	0,03
BPC	0,5693	0,13
RPPS_Inv	0,5682	-0,06
RGPS_Inv	0,5687	0,03
BPC_Inv	0,5693	0,13

Fonte: Resultados das simulações.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

Desigualdade de renda entre famílias: variação percentual no índice de Gini da distribuição da renda total, entre as onze classes de renda, por simulação (2030)
(Em %)



Fonte: Resultados das simulações.
Elaboração dos autores.

A tabela 8 e os gráficos das figuras 3 e 4 mostram os resultados das simulações para os agregados econômicos. Os números representam o efeito acumulado dos choques em dez anos, medidos em termos de variação percentual (desvio) em relação ao cenário no qual o corte de benefícios não é feito. Nas simulações em que o investimento responde apenas de acordo com os mecanismos do modelo, os cortes de benefícios geram queda da atividade econômica (PIB) e do consumo

das famílias, com expansão das exportações e da queda das importações, o que se explica pelo efeito negativo nos preços domésticos, e isso incentiva exportações e substitui importações pela produção doméstica. Quando fazemos a suposição de resposta do investimento com choque na taxa de retorno (simulações_inv), o investimento apresenta a maior expansão entre os agregados, o que também se reflete no crescimento do consumo das famílias e do próprio PIB. Como o efeito do corte de renda prevalece sobre os preços (queda do deflator do PIB), as exportações se expandem.

Um fato interessante dos resultados é que o corte de pagamentos do BPC apresenta tanto o menor impacto positivo sobre o PIB nas simulações, com resposta do investimento (simulação BPC_Inv), quanto o maior impacto negativo nas simulações, sem resposta mais intensa do investimento (simulação BPC).

O indicador da última linha da tabela 8 apresenta a poupança do governo gerada – ou seja, a diferença entre a variação de rendas do governo (arrecadação de impostos) e de despesas (consumo de bens e transferências, como o pagamento de aposentadorias). Como, em cada simulação, o corte de benefícios e o impulso de investimento foram os mesmos, esse resultado mostra que, a cada R\$ 1,00 de corte no RPPS, são gerados R\$ 0,62 de poupança para o governo – seria o efeito líquido do corte de benefícios. Já o corte no RGPS gera R\$ 0,56, e a redução no BPC ocasiona uma poupança de R\$ 0,45 para cada R\$ 1,00 – nas simulações_Inv; isto é, com resposta do investimento.

TABELA 8
Impacto agregado na economia brasileira de seis cenários de redução das transferências

	Simulações					
	RPPS	RGPS	BPC	RPPS_Inv	RGPS_Inv	BPC_Inv
PIB	-0,009	-0,013	-0,018	0,035	0,030	0,026
Consumo das famílias	-0,025	-0,035	-0,047	0,023	0,010	0,001
Investimento	-0,020	-0,028	-0,039	0,081	0,069	0,061
Exportações	0,038	0,053	0,069	0,057	0,076	0,086
Importações	-0,031	-0,044	-0,058	0,018	0,002	-0,008
Deflator do PIB	-0,044	-0,060	-0,044	-0,053	-0,075	-0,087
Poupança/corte (a cada R\$ 1,00)	0,578	0,479	0,379	0,624	0,564	0,449

Fonte: Resultados das simulações.
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variáveis percentuais medidas como variação acumulada em dez anos.

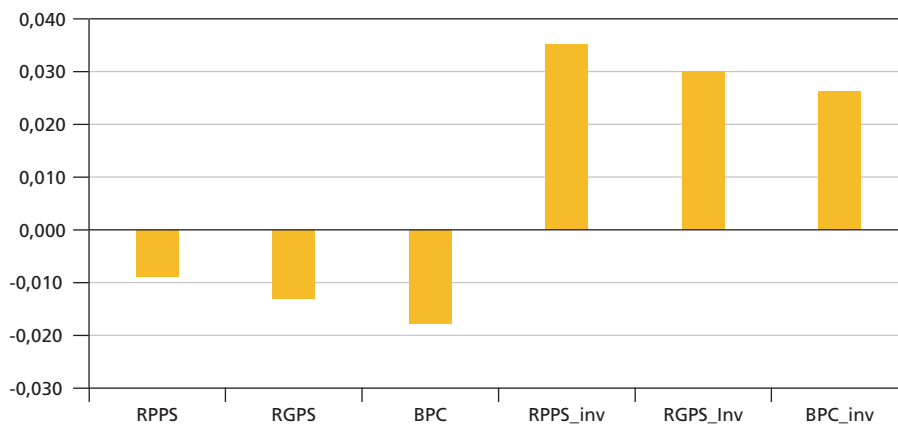
2. Em cada cenário, os pagamentos dos respectivos benefícios foram reduzidos em R\$ 1 bilhão.

3. RPPS – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do RPPS; RGPS – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do RGPS; BPC – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do BPC; RPPS_Inv – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do RPPS com resposta do investimento; RGPS_Inv – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do RGPS com resposta do investimento; e BPC_Inv – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do BPC com resposta do investimento.

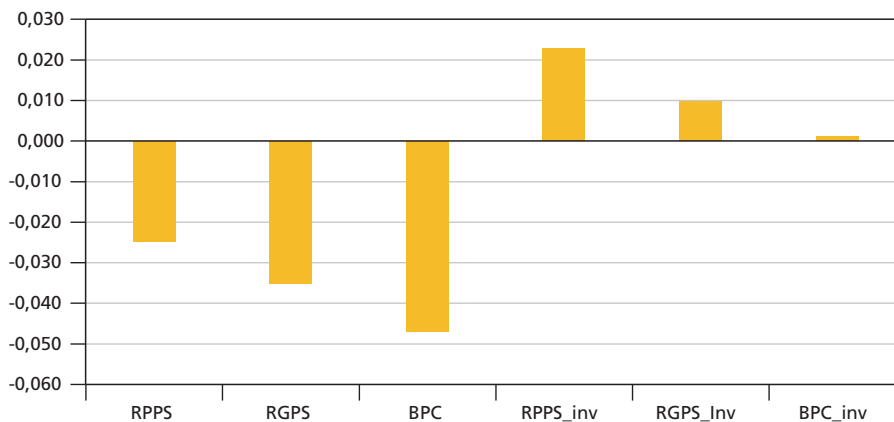
GRÁFICO 3

Impacto agregado na economia brasileira de seis cenários de redução dos benefícios de aposentadoria
(Em %)

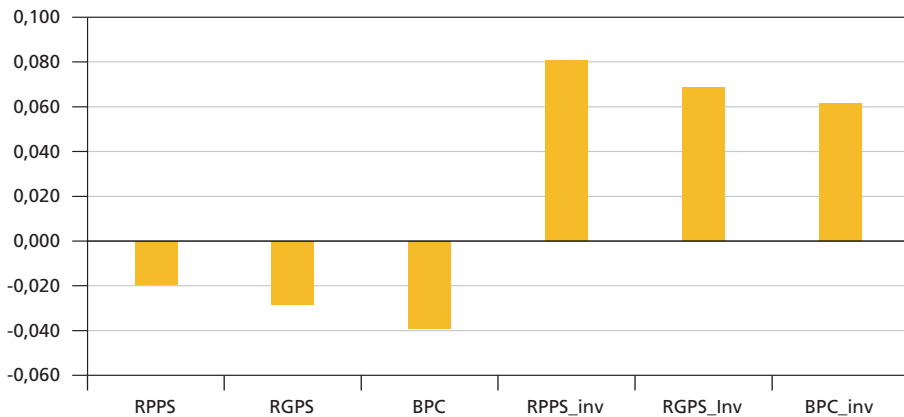
3A – Impacto sobre o PIB



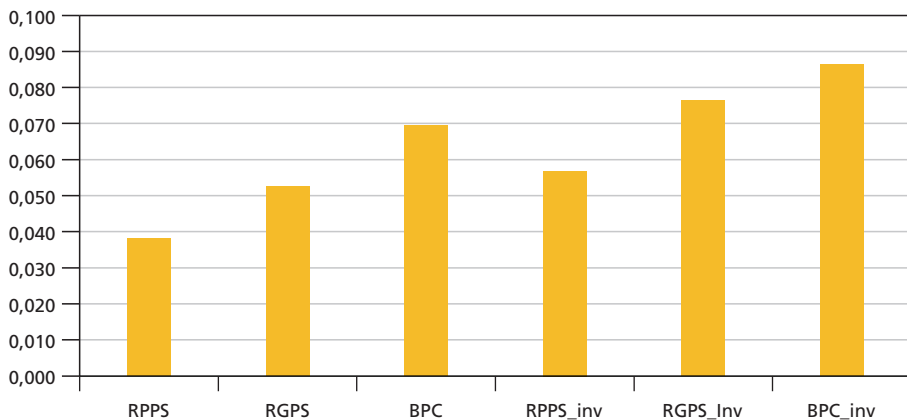
3B – Impacto sobre o consumo das famílias



3C – Impacto sobre o investimento



3D – Impacto sobre as exportações



Fonte: Resultados das simulações.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variáveis percentuais medidas como variação acumulada em dez anos.

2. Em cada cenário, os pagamentos dos respectivos benefícios foram reduzidos em R\$1 bilhão.

3. RPPS – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do RPPS; RGPS – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do RGPS; BPC – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do BPC; RPPS_Inv – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do RPPS com resposta do investimento; RGPS_Inv – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do RGPS com resposta do investimento; e BPC_Inv – simulação de redução de R\$ 1 bilhão nos pagamentos do BPC com resposta do investimento.

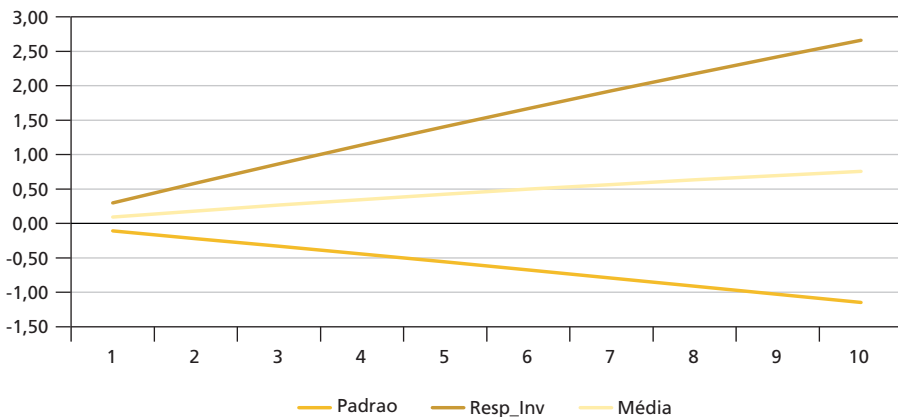
Vale ressaltar que os valores adotados nas nossas simulações não devem ser comparados diretamente com as estimativas de economia originadas da EC nº 103/109 (pouco mais de R\$ 1 trilhão em dez anos), pois as mudanças analisadas não são as mesmas. Contudo, também deve-se ressaltar que estimativas de impactos da reforma previdenciária, tão ou mais importantes que as estimativas de redução de gastos, não foram apresentadas pelo governo federal, nem foram debatidas com o necessário embasamento. Nossos resultados mostram que esse é um aspecto

importante a ser considerado. Em particular, não foram encontrados registros de trabalhos que analisassem os impactos com metodologia de equilíbrio geral computável. Logo no início da tramitação no Legislativo, foram excluídas as alterações originalmente propostas no BPC e na aposentadoria rural. Nossas simulações de impacto da redução do BPC na economia dão suporte a essa decisão e fornecem subsídios a eventuais alterações que venham a ser pensadas a respeito desse benefício.

É possível fazer ainda algumas projeções sobre o impacto que reduções no dispêndio com o BPC e com benefícios do RGPS e do RPPS teriam sobre o PIB. A suposição sobre a resposta do investimento é fundamental para analisar o impacto na economia, como indicam nossas projeções, uma vez que apenas os mecanismos usuais não são suficientes para um resultado positivo da reforma sobre a economia – utilizando-se, por exemplo, do impacto sobre o PIB. O gráfico 4 e a tabela 9 exibem a projeção dos resultados que seriam obtidos de diferentes valores de cortes de benefícios no RGPS e no RPPS, de R\$ 100 bilhões a R\$ 1 trilhão – divididos de maneira igualitária entre os dois regimes – para as duas hipóteses de resposta do investimento. Os resultados indicam que, para uma economia de R\$ 800 bilhões para os cofres públicos, conforme a estimativa da EC aprovada, o impacto sobre o PIB pode variar de aproximadamente - 1% a + 2%, com média de 0,6%, sendo o resultado negativo o obtido na hipótese-padrão do modelo – sem elevação exógena na taxa de retorno do investimento. Dessa forma, somente ocorreria impacto positivo sobre o PIB se houvesse algum tipo de resposta positiva no investimento.

GRÁFICO 4

Impacto sobre o PIB da reforma da previdência para dois cenários de simulação e diferentes valores da redução total de benefícios
(Em %)



Fonte: Resultados das simulações.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variação percentual acumulada em dez anos.

2. Padrão – resposta do investimento decorrente de hipóteses usuais do modelo; Resp_Inv – resposta do investimento com choque na taxa de retorno; e Média – resultado médio das duas hipóteses.

TABELA 9

Impacto sobre o PIB do corte de benefícios da reforma da previdência para dois cenários de simulação e diferentes valores da redução total de benefícios

Corte de dispêndio previdenciário – 50% no RGPS e 50% no RPPS (R\$ 1 bilhão)	Impacto sobre o PIB (%)		
	Padrão	Resp_Inv	Média
100	-0,11	0,30	0,09
200	-0,22	0,58	0,18
300	-0,33	0,87	0,27
400	-0,45	1,14	0,35
500	-0,56	1,41	0,42
600	-0,68	1,67	0,50
700	-0,79	1,92	0,57
800	-0,91	2,17	0,63
900	-1,03	2,42	0,70
1.000	-1,15	2,66	0,75

Fonte: Resultados das simulações.

Elaboração dos autores.

Obs.: Cada valor reportado sob as colunas *Padrão*, *Resp_Inv* e *Média* equivale ao impacto do corte de dispêndio sobre o PIB, o qual foi mensurado ao longo de um período de dez anos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O novo regime previdenciário consiste em uma mudança importante para o Brasil, e os resultados da reforma aprovada no fim de 2019 requerem contínua e profunda avaliação, tendo em vista as modificações apresentadas. É inegável que a alteração da estrutura e do nível das aposentadorias terá repercussão no mercado de trabalho, que é afetado por mudanças demográficas e por processos de mudança tecnológica. Este estudo teve como ponto de partida o fato de que o corte dos benefícios deve representar uma diminuição de transferências, afetando diferentemente as classes de famílias definidas no modelo.

As simulações realizadas mostram que cortes no BPC são recessivos e concentradores de renda, bem como geram baixa poupança adicional para o governo. Esses resultados respaldam a decisão de eliminação das mudanças nesse benefício da reforma e se colocam como subsídio para futuras decisões a respeito de tal política. Mostram, ainda, que as mudanças nos benefícios do RGPS precisam de olhar atento e aprofundado, pois o corte nesse benefício também tende a piorar a desigualdade de renda no país. Ademais, indicam que a proposta de alíquotas progressivas para o setor público, presente na PEC nº 6/2019, de modo a atingir os benefícios do RPPS, tende a gerar maior poupança para o governo em comparação aos demais benefícios, auxiliando na mitigação do descontrole fiscal, ao mesmo tempo que exerceria resultados efetivos na desconcentração de renda do país. A reforma da

previdência, embora possa ter características recessivas em alguns casos, reduzirá o gasto público e o endividamento, o que é bastante importante para as finanças públicas e a sustentabilidade da dívida.

Os resultados das simulações também sugerem que o impacto econômico de uma reforma previdenciária, que represente redução nos gastos públicos com as transferências, depende da resposta do nível de investimento. Quanto mais positiva for essa resposta, maior deverá ser o impacto positivo sobre o PIB. Caso não haja reação no âmbito de investimento, a reforma deve ter impacto contracionista. A continuidade do cenário de estagnação econômica parece confirmar nossos resultados, já que, antes da pandemia de covid-19, a economia se encontrava com baixa perspectiva de crescimento. Mesmo com a aprovação da reforma em agosto de 2019, o último trimestre daquele ano apresentou crescimento ínfimo de 0,5% em relação ao trimestre anterior. O primeiro trimestre de 2020 apresentou retração de 1,5% em relação ao trimestre anterior e crescimento de aproximadamente 1% no que concerne aos quatro trimestres imediatamente anteriores. Esse cenário reforça nossas projeções de que a reforma seria expansionista no curto prazo somente em um cenário com aumento proeminente do investimento.

Esse resultado não se contrapõe à necessidade da reforma que foi realizada em virtude das mudanças demográficas que ocorreram e que estão em curso, do consequente aprofundamento do déficit previdenciário e da piora nas contas públicas, mas sinalizam que seria primordial a adoção de políticas que incentivem o investimento para que resultados positivos – em termos da atividade econômica e da renda das famílias – sejam alcançados em médio e longo prazos. A discussão a respeito dos instrumentos de incentivo ao investimento precisa estar no cerne do debate na esfera pública brasileira, para que reformas se traduzam na retomada do crescimento. Do contrário, pode-se aprofundar o cenário de estagnação econômica.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, L. E. Progressividade e aspectos distributivos na previdência social: uma análise com o emprego dos microdados dos registros administrativos do RGPS. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 1, p. 3-30, jan.-mar. 2016.
- AFONSO, L. E.; FERNANDES, R. Uma estimativa dos aspectos distributivos da previdência social no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 3, p. 295-334, set. 2005.
- AUERBACH, A. J.; KOTLIKOFF, L. J. Simulating alternative social security responses to the demographic transition. **National Tax Journal**, v. 38, n. 2, p. 153-168, jun. 1985.

BRASIL. Ministério da Economia. **Boletim Estatístico da Previdência Social**. Brasília, v. 35, n. 12, dez. 2019. Disponível em: https://www.gov.br/previdencia/pt-br/aceso-a-informacao/dados-abertos/arquivos/beps122019_trab_final.pdf. Acesso em: 15 mar. 2021.

BRASIL. Ministério da Cidadania. Secretaria Nacional de Assistência Social. **Benefício de Prestação Continuada (BPC) por município e estado**. Brasília: MCID, 2020. Disponível em: https://www.mds.gov.br/relocrys/bpc/download_beneficiarios_bpc.htm. Acesso em: 15 mar. 2021.

BURKOWSKI, E.; PEROBELLI, F. F. C.; PEROBELLI, F. S. Matriz de contabilidade social e financeira: Brasil, 2005 a 2009. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 4, p. 937-971, out.-dez. 2016.

CARDOSO, D. F. **Capital e trabalho no Brasil no século XXI**: o impacto de políticas de transferência e de tributação sobre desigualdade, consumo e estrutura produtiva. 2016. 270 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2016.

CARDOSO, D. F. **Capital e trabalho no Brasil no século XXI**: o impacto de políticas de transferência e de tributação sobre desigualdade, consumo e estrutura produtiva. Rio de Janeiro: BNDES, 2020. 388 p.

CORONG, E. L. **Tariff elimination, gender and poverty in the Philippines**: a computable general equilibrium (CGE) microsimulation analysis. Melbourne: Center of Policy Studies, 2014. Disponível em: https://bridges.monash.edu/articles/thesis/Tariff_elimination_gender_and_poverty_in_the_Philippines_a_computable_general_equilibrium_CGE_microsimulation_analysis/4683751.

CORONG, E. L.; HORRIDGE, M. **Philgem**: a Sam-based computable general equilibrium model of the Philippines. Melbourne: Centre of Policy Studies, 2012. (General Paper n. G-227). Disponível em: <https://vuir.vu.edu.au/38892/1/g-227.pdf>.

DOMINGUES, E. P. *et al.* The world financial crisis in Brazil: industry and regional economic impacts. **Journal of International Business and Economics**, v. 2, n. 3, p. 57-94, set. 2014.

DOMINGUES, E. P. *et al.* Uma análise dos impactos econômicos do Programa Farmácia Popular do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 3, p. 459-504, dez. 2015. Disponível em: <https://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1616>.

FEHR, H. CGE modeling social security reforms. **Journal of Policy Modeling**, v. 38, n. 3, p. 475-494, 2016.

GIAMBIAGI, F.; AFONSO, L. E. Cálculo da alíquota de contribuição previdenciária atuarialmente equilibrada: uma aplicação ao caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, p. 153-179, jun. 2009.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. **Economia & Tecnologia**, ano 6, v. 23, p. 53-62, out.-dez. 2010.

HOFFMAN, R. **Distribuição de renda**: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: Edusp, 1998. Disponível em: https://edisciplinas.usp.br/pluginfile.php/297175/mod_resource/content/1/3646_001.pdf.

HORRIDGE, J. M. *et al.* **GEMPACK Manual**. GEMPACK Software, 2018. Disponível em: <https://www.copsmodels.com/gpmanual.htm>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009**: análise do consumo alimentar pessoal no Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9050-pesquisa-de-orcamentos-familiares.html?=&t=microdados>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Projeção da população**: Brasil e Unidades da Federação. Rio de Janeiro: IBGE, 2018. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9109-projecao-da-populacao.html>. Acesso em: 10 jul. 2019.

MAI, Y. H. *et al.* The economic effects of facilitating the flow of rural workers to urban employment in China. **Papers in Regional Science**, v. 93, n. 3, p. 619-642, 2014.

MAKARSKI, K.; TYROWICZ, J. On welfare effects of increasing retirement age. **Journal of Policy Modeling**, v. 41, n. 4, p. 718-746, 2019.

NASSIOS, J. *et al.* Mandated superannuation contributions and the structure of the financial sector in Australia. **Journal of Policy Modeling**, v. 41, n. 5, p. 859-881, 2019.

PENG, X. Population ageing, pension system and retirement age extension in China: an applied dynamic general equilibrium analysis. *In*: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS, 22., 2019, Varsóvia. **Anais...** Varsóvia, 2019. Disponível em: https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=5883. Acesso em: 15 mar. 2021.

PETER, W. W. *et al.* **The theoretical structure of MONASH-MRF**. Cayton: Center of Policy Studies, 1996. 121 p. (Preliminary Working Paper, OP-85). Disponível em: <https://econpapers.repec.org/paper/copwpaper/op-85.htm>.

SILVA, A. S. P. da. **O déficit da previdência social no Brasil**: simulações de reforma com um modelo de equilíbrio geral computável dinâmico. 2018. 116 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2018.

TURRA, C. M. Os ajustes inevitáveis da transição demográfica no Brasil. *In*: ANDRADE, M. V.; ALBUQUERQUE, E. da M. (Ed.). **Alternativas para uma crise de múltiplas dimensões**. Cedeplar: Ed. UFMG, 2018. p. 284-308. Disponível em: <https://cedeplar.ufmg.br/wp-content/uploads/2021/06/Alternativas-para-uma-crise-de-multiplas-dimensoes.pdf>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Originais submetidos em: mar. 2021.

Última versão recebida em: out. 2021.

Aprovada em: out. 2021.

INCENTIVOS ELEITORAIS E REGRAS FISCAIS (NÃO TÃO) RÍGIDAS: NOVAS EVIDÊNCIAS PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS A PARTIR DA RUBRICA RESTOS A PAGAR^{1,2}

Francielly de Fátima Almeida³

Sergio Naruhiko Sakurai⁴

Rodrigo Borges de Almeida⁵

Na contabilidade pública brasileira, a inscrição de valores em restos a pagar é um instrumento para a execução orçamentária dos diferentes níveis de governo, por meio da qual é possível postergar, para exercícios fiscais futuros, o desembolso de uma despesa empenhada em determinado ano. Não obstante, a gestão dessa rubrica pode ser utilizada de forma oportunista pelos chefes do Executivo, de acordo com os incentivos enfrentados pela limitação de mandato – se em primeiro mandato (elegível para a reeleição) ou se em segundo mandato (não elegível). Este artigo tem como objetivo investigar a influência da limitação de mandato e do calendário eleitoral sobre a inscrição de restos a pagar dos municípios brasileiros. Os resultados obtidos sugerem haver diferenças significantes entre esses dois grupos, com prefeitos em primeiro mandato inscrevendo maiores valores do que prefeitos em segundo mandato. Ademais, seguindo as normas fiscais brasileiras, os dois tipos de prefeitos reduzem a inscrição de valores em restos a pagar em anos eleitorais. Contudo, essa redução se dá de forma mais incisiva por prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger comparativamente a prefeitos em primeiro mandato que tentam.

Palavras-chave: limites de mandato; restos a pagar; municípios brasileiros.

ELECTORAL INCENTIVES AND (NOT SO) STRICT FISCAL RULES: NEW EVIDENCE FOR BRAZILIAN MUNICIPALITIES FROM UNPAID SPENDING OBLIGATION

In the Brazilian public sector accounting, unpaid spending obligation is a budget item commonly used as an instrument for the budget execution by the different levels of government. By means of this budget line, it is possible to postpone the payment of current committed expenditures for subsequent fiscal years. Nevertheless, it can be used opportunistically by incumbent governments according to the electoral incentives they face, namely, whether they are in their first term (eligible for re-election) or in their second term (not eligible). This paper aims to investigate the influence of term limitation on the amount of unpaid spending obligation at the local level in Brazil. Our results suggest significant differences between these two groups of mayors, as first-term mayors register higher unpaid spending obligation amounts in comparison to second-term mayors. Moreover, following Brazilian fiscal rules, both types of

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art2>

2. Os autores agradecem o suporte financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp), bem como as sugestões de Luiz Guilherme Scorzafave, Rafael Terra de Menezes, André Aquino e de um parecerista anônimo desta revista.

3. Doutora em economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). *E-mail:* franciellydefatima@hotmail.com.

4. Docente do Departamento de Economia da FEA-RP/USP. *E-mail:* sakurai@usp.br.

5. Mestre em economia pela FEA-RP/USP. *E-mail:* rodborg@gmail.com.

mayors reduce it in election years. However, this reduction is more incisive when mayors are in their first term but do not try to be reelected relatively to mayors in their first term who try.

Keywords: term limits; unpaid spending obligations; brazilian municipalities.

JEL: C23, C24, H72, P48.

1 INTRODUÇÃO

A limitação de mandato (*term limit*) é a restrição legal que estabelece o número de vezes que um representante político pode se reeleger consecutivamente a determinado cargo eletivo. Para o caso brasileiro, após a aprovação da Emenda da Reeleição (ER), em 1997, o sistema eleitoral passou a permitir a possibilidade de recondução para apenas um período subsequente para os cargos executivos de todos os níveis de governo, de forma que prefeitos, governadores e o presidente da República podem permanecer por no máximo oito anos consecutivos no poder. De acordo com Nakaguma e Bender (2006), essa mudança nas normas do sistema eleitoral brasileiro alterou os incentivos dos ocupantes do cargo executivo em manipular de forma oportunista as contas públicas, com destaque para aqueles que podem tentar a reeleição. Posteriormente, em 2000, houve a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), que estabeleceu normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal de municípios, do Distrito Federal (DF), de estados e do governo central.

A implementação de regras que limitem déficits fiscais e endividamento público ganhou importância em países desenvolvidos, em linha com o consenso de que a estabilidade fiscal é um dos fundamentos para o crescimento econômico sustentável (Irwin, 2012; Posner e Blöndal, 2012). Além disso, também é objetivo de uma legislação que adote regras fiscais restringir o comportamento oportunista dos governantes, reduzindo a possibilidade de *rent seeking* por parte dos políticos e prevenindo resultados fiscais indesejáveis (Hagen, 2002). Nesse âmbito, segundo Nakaguma e Bender (2006), a implantação da LRF criou uma série de limitações e regras na condução fiscal do setor público brasileiro ao restringir o espaço para gestão fiscal irresponsável.

Dessa forma, enquanto a ER se converteu em mecanismo de incentivo para ocupantes de cargo executivo se diferenciarem de acordo com o termo que ocupam (se em primeiro ou em segundo mandato), a LRF buscou restringir os efeitos adversos sobre as contas públicas que aquela poderia causar. De fato, quando analisados os efeitos da limitação de mandato sobre as finanças dos municípios brasileiros, Klein e Sakurai (2015) encontraram resultados que sugerem que em anos eleitorais, prefeitos em primeiro mandato diminuem as receitas provenientes de impostos locais e alteram a composição orçamentária, com queda em despesas correntes e elevação de investimentos, comparativamente aos prefeitos em segundo mandato.

Tais mudanças, entretanto, ocorrem sem alteração do equilíbrio orçamentário ou do total de gastos.

A existência desse conjunto de normas, no entanto, não é garantia de política fiscal transparente. De acordo com Milesi-Ferretti (2004), ao impor regras para determinadas variáveis fiscais “mensuráveis”, cria-se margem para a manipulação de indicadores contábeis única e exclusivamente para atingi-las. A literatura tem inclusive encontrado evidências de que a rigidez das regras pode encorajar o uso dessas manipulações.

Apesar de possuir uma legislação de responsabilidade fiscal desde 2000, a administração do setor público brasileiro recorreu, especialmente entre o fim da década passada e o início desta, a várias estratégias contábeis duvidosas com a finalidade de maquiar a real situação fiscal vivenciada pelo país (Melo, Pereira e Souza, 2014). Entre as estratégias, destaca-se a postergação do desembolso de despesas liquidadas. Vale destacar que essa não é uma peculiaridade brasileira pois, como apontado por Irwin (2012), outros países, principalmente no contexto da União Europeia (UE), utilizam tal recurso para criar “ilusões fiscais”.

No âmbito dessa denominada “contabilidade criativa”, um dos artifícios utilizados é o adiamento, para anos fiscais subsequentes, de pagamentos de despesas reconhecidas; ação formalmente conhecida como inscrição de valores em restos a pagar. Tal adiamento de pagamento se torna dívida flutuante e não impacta negativamente o resultado primário do ente federativo. Dessa forma, ao fazer uso desse instrumento fiscal, governos podem eventualmente elevar as despesas em dado ano sem descumprir regras fiscais impostas pela legislação.

Como evidência da utilização dessa estratégia, Almeida (2011) explica que, na primeira década dos anos 2000, o governo central brasileiro atingiu altos valores para o superávit primário por meio da elevação dos valores registrados na rubrica restos a pagar processados. Por sua vez, Ter-Minassian (2013), ex-diretora do Fundo Monetário Internacional (FMI), alertou sobre a deterioração da credibilidade fiscal brasileira em razão da utilização da contabilidade criativa pelo governo federal, que culminou com a quadruplicação de restos a pagar processados entre 2008 e 2012. Essas referências evidenciam como tais manipulações contábeis se tornaram um sério problema para a sustentabilidade fiscal do setor público brasileiro.

A literatura que versa sobre os efeitos da limitação de mandato sugere que governantes que podem concorrer à reeleição têm incentivos a sinalizar competência para o eleitorado via maior provisão de bens e serviços públicos. Conforme discutido na sequência deste artigo, a conta restos a pagar pode ser utilizada de modo a permitir que esta sinalização seja feita via elevação das despesas públicas sem necessariamente burlar as regras fiscais vigentes. Assim, o objetivo central deste estudo é estimar o efeito da limitação de mandato sobre a inscrição de restos

a pagar processados nos municípios brasileiros; ou seja, investigar as consequências dos diferentes incentivos enfrentados por prefeitos em primeiro mandato – aqueles que podem tentar se reeleger – e em segundo mandato – que não possuem condição legal para tentar reeleição – sobre a gestão dessa rubrica. Para tal, por meio de diferentes modelos econométricos, foi explorada uma amostra contemplando informações fiscais e eleitorais de mais de 4.500 municípios brasileiros entre 2001 e 2016, em que foram estudados os impactos nos períodos pré-eleitorais e eleitorais dos mandatos dos períodos 2001-2004, 2005-2008, 2009-2012 e 2013-2016.

Os resultados encontrados corroboram a hipótese de que os diferentes incentivos eleitorais com os quais se deparam prefeitos em primeiro e em segundo mandato exercem influência sobre a forma com a qual administram seus compromissos fiscais. Prefeitos do primeiro grupo registram maiores valores de restos a pagar comparativamente aos prefeitos do segundo grupo, sendo esse efeito da ordem de 11%. Por sua vez, muito embora os dois grupos de prefeitos reduzam os valores inscritos nessa rubrica em anos eleitorais comparativamente aos anos não eleitorais (em aproximadamente 11,30%), tal redução se dá de forma mais incisiva por prefeitos em primeiro mandato comparativamente a prefeitos em segundo mandato.

Além dessas evidências, os resultados tornam-se ainda mais interessantes quando o grupo de prefeitos em primeiro mandato é decomposto entre aqueles que tentam se reeleger e aqueles que não tentam. Por meio dessa decomposição, os resultados sugerem que um maior montante de restos a pagar é um fenômeno comum a todos os prefeitos em primeiro mandato, independentemente deles concorrerem ou não à reeleição, *vis-à-vis* prefeitos em segundo mandato. Contudo, a redução praticada por prefeitos em primeiro mandato especificamente nos anos eleitorais dá-se de forma mais incisiva por prefeitos em primeiro mandato que não concorrem à reeleição comparativamente a prefeitos em primeiro mandato que concorrem.

De forma geral, os resultados encontrados neste estudo estão em linha com outros existentes na literatura que versam sobre o efeito da limitação de mandato sobre variáveis fiscais, ao mostrar diferenciação entre os dois tipos de incumbentes. Contudo, este trabalho mostra evidências de que essa diferenciação não apenas se dá na média do mandato como um todo, mas também especificamente no ano eleitoral. Além disso, as diferenças encontradas dependem tanto da possibilidade quanto dos reais interesses do chefe do Executivo local em permanecer no poder. Esse conjunto de resultados, portanto, não somente fortalece a hipótese de que a limitação de mandato exerce influência sobre a política fiscal dos governos locais, como também fortalece a hipótese de que a política fiscal praticada nesse nível de governo está sujeita aos interesses e objetivos eleitorais de seus chefes do Executivo.

A construção deste artigo está dividida em mais cinco seções, além desta introdução. Na seção 2, é apresentada uma rápida explanação sobre restos a pagar

e a legislação que disciplina essa conta. Na seção 3, é realizada uma breve revisão de literatura sobre limitação de mandato e regras fiscais, discutindo-se a evolução das pesquisas nessas áreas. A seção 4 apresenta a estratégia empírica e a descrição dos dados utilizados na pesquisa, enquanto a seção 5 revela os resultados das estimações. Por fim, na seção 6, são apresentadas as considerações finais deste estudo.

2 A CONTA RESTOS A PAGAR NA CONTABILIDADE PÚBLICA BRASILEIRA

A Lei nº 4.320/1964 estabelece as normas gerais de direito financeiro para elaboração e controle de orçamentos e balanços dos entes federativos no Brasil. De acordo com essa norma, são considerados restos a pagar as despesas empenhadas e não pagas até o fim de um exercício fiscal. O pagamento dessas despesas, então, passa a comprometer exercícios fiscais futuros.

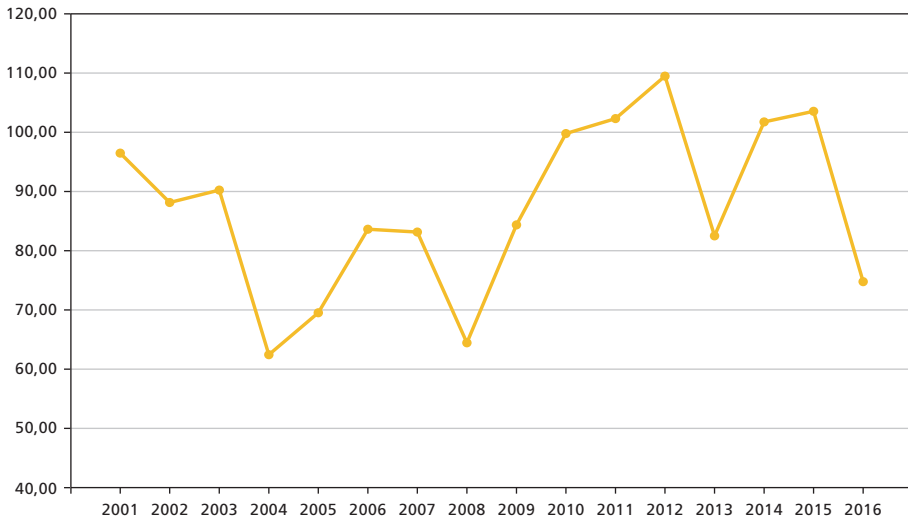
De forma simplificada, pode-se dizer que a despesa orçamentária possui três fases: i) empenho, etapa em que o governo reserva o recurso que será pago quando o bem for entregue ou o serviço concluído; ii) liquidação, etapa na qual o governo verifica que recebeu o bem ou o serviço; e, finalmente, iii) pagamento, etapa em que o governo de fato realiza o pagamento ao fornecedor.

A conta restos a pagar distingue-se em dois tipos; quais sejam, processados e não processados, sendo que essa distinção se dá na fase de liquidação. Quando houve o empenho e existe a liquidação da despesa, mas não ocorreu o pagamento até o fim do exercício, é feita a inscrição em restos a pagar processados. Por ser uma despesa liquidada – ou seja, sem a possibilidade de ser cancelada –, os restos a pagar processados representam comprometimento orçamentário futuro realizado pela gestão de um chefe do Executivo de dado município, em determinado ano. Por sua vez, quando não há a liquidação, mas existiu o empenho, os valores referentes ao bem ou serviço são considerados restos a pagar não processados. Diferentemente dos restos a pagar processados, os restos a pagar não processados podem ser cancelados ao final de um ano por não serem despesas efetivamente reconhecidas. Em ambos os casos, os restos a pagar passam a constituir dívida flutuante do ente e não impactam o resultado primário. Dessa forma, é possível que um município, um estado ou até mesmo o governo federal apresente um alto montante de restos a pagar sem que isso seja formalmente registrado como déficit primário.

Conforme disposto pela LRF, a inscrição de valores em restos a pagar na contabilidade pública deve observar as disponibilidades financeiras do município, de forma a mitigar riscos que possam afetar o equilíbrio das contas públicas. Essa mesma lei, a fim de tentar eliminar heranças fiscais, proíbe o administrador público de contrair obrigações financeiras nos dois últimos quadrimestres do mandato – ou seja, nos últimos oito meses do último ano do governo, que também é o próprio ano em que ocorrem eleições – sem que haja contrapartida na receita orçamentária.

Em condições regulares, a inscrição de valores em restos a pagar pode ser vista como um procedimento administrativo comum, que permite gerir o orçamento público entre a passagem de exercícios fiscais subsequentes. Contudo, os dados apresentados no gráfico 1 evidenciam aumento significativo dos valores referentes aos municípios brasileiros entre 2008 e 2012, sugerindo que a referida rubrica deixou de ser – ao menos no período supracitado – um mero instrumento de gestão orçamentária para tornar-se uma estratégia de postergação de pagamento de despesas, com a finalidade de cumprimento de regras fiscais. Em 2008, o valor médio *per capita* observado nos municípios brasileiros foi da ordem de R\$ 64,45, ao passo que, em 2012, os municípios brasileiros tinham um estoque médio *per capita* de restos a pagar da ordem de R\$ 109,48, elevação de quase 70%. Essa evidência sugere sério risco para a execução orçamentária das prefeituras brasileiras, podendo tornar-se fonte de desajustes futuros nas finanças públicas. Ademais, tal fato pode causar impactos negativos sobre o ciclo de planejamento orçamentário e a gestão fiscal dos municípios, dos estados e do próprio governo federal brasileiro.

GRÁFICO 1
Restos a pagar *per capita* (2001-2016)
(Em R\$)



Fonte: Dados da amostra.
Elaboração dos autores.

3 REVISÃO DE LITERATURA

A literatura sobre limite de mandato explora os diferentes incentivos com os quais políticos incumbentes, distintos entre aqueles que podem e aqueles que não podem tentar se reeleger, se deparam quanto à condução de políticas; em particular, as fiscais (Besley e Case, 1995; Johnson e Crain, 2004; Klein e Sakurai, 2015).

Há também trabalhos que abordam os efeitos do limite de mandato sobre outros fatores, como qualidade institucional, nível de desenvolvimento, regras eleitorais e formas de governo, entre outros (Dalle Nogare e Ricciuti, 2011; Ferraz e Finan, 2011; De Haan e Klomp, 2013). Este artigo, no entanto, busca expandir o escopo dessa área de pesquisa, ao abordar dados contábeis ainda pouco explorados pela literatura.

Boa parte da literatura que versa sobre limitação de mandato foi construída a partir do modelo de reputação de comportamento político proposto por Besley e Case (1995). Esse estudo busca mostrar que, em contexto de informação imperfeita em que os eleitores e os incumbentes agem de forma racional, a existência da limitação de mandato pode ter implicações sobre as escolhas das políticas públicas. Eleitores incertos sobre as características do incumbente utilizariam algumas medidas de desempenho para avaliar os candidatos, enquanto incumbentes que buscam a reeleição, seja pela renda auferida, seja pela influência do cargo, tomariam escolhas que desenvolvessem sua reputação perante o eleitorado, com a finalidade de aumentar as chances de reeleição.

Em termos empíricos, Besley e Case (1995) e Johnson e Crain (2004) encontraram resultados semelhantes em relação à política fiscal. Enquanto os primeiros encontraram evidências de aumento de impostos e de dispêndios nos estados americanos cujos governadores não podiam tentar reeleição, os resultados do segundo estudo, obtidos a partir de um painel de países, sugerem que ocupantes de cargos executivos que não puderam concorrer à reeleição aumentaram gastos públicos. Dalle Nogare e Ricciuti (2011), por sua vez, encontraram resultados que vão de encontro aos apresentados anteriormente. Utilizando um painel de países, os resultados sugerem que não há diferenças significativas na política fiscal entre ocupantes de cargos executivos que podem e não podem concorrer à reeleição. Além disso, ao considerar somente países com sistema presidencialista, presidentes em último mandato são mais propensos a diminuir gastos públicos, contrariando o que a literatura havia encontrado até então.

Alt, Mesquita e Rose (2011) analisam o caso dos estados americanos, com vistas a estimar dois efeitos distintos sobre o desempenho do governo; quais sejam, experiência e limitação de mandato. Mantendo a experiência no cargo constante, diferenças de desempenho entre incumbentes que podem concorrer à reeleição e que não podem – por estarem em último mandato – identificam o efeito da responsabilização: governadores elegíveis à reeleição têm maiores incentivos para exercer esforço em nome dos eleitores. Por sua vez, mantendo constante o limite de mandato, as diferenças de desempenho entre incumbentes em mandatos diferentes identificam efeito de experiência: incumbentes em mandatos posteriores têm maior probabilidade de serem competentes, tanto porque sobreviveram à reeleição

quanto porque possuem experiência no cargo comparativamente a incumbentes em primeiro mandato. Segundo os resultados do estudo, o crescimento econômico é maior e os impostos, os gastos públicos e os custos do endividamento público são menores quando os chefes do Executivo são elegíveis à reeleição – comparativamente a incumbentes em último mandato – e quando os incumbentes foram reeleitos – comparativamente a incumbentes em primeiro mandato.

Para o caso brasileiro, pesquisas empíricas que diferenciem os tipos de políticos entre os que podem e os que não podem concorrer à reeleição e que utilizem dados de estados ou municípios são relativamente incipientes, visto que a adoção da reeleição para cargos executivos no país é relativamente recente. Assim, desde 1998, ano em que ocorreu pela primeira vez eleição com possibilidade de reeleição para chefes do Executivo, é possível que os resultados fiscais dos três níveis de governo tenham sido influenciados pelos diferentes incentivos enfrentados por cada tipo de governante: se em primeiro ou em segundo (último) mandato.

Quanto à política fiscal de municípios brasileiros, Novaes e Mattos (2010) discutem o efeito da intenção de reeleição sobre gastos em saúde, enquanto Klein e Sakurai (2015) analisam as mudanças na composição do orçamento público, visto que a LRF limita a expansão fiscal da despesa e da dívida pública. No estudo de Novaes e Mattos (2010), foram encontradas evidências de que prefeitos candidatos à reeleição elevaram dispêndios na área da saúde em relação aos prefeitos em segundo mandato. Por sua vez, os resultados do trabalho de Klein e Sakurai (2015) sugerem que, em anos eleitorais, prefeitos em primeiro mandato diminuem impostos locais e alteram a composição orçamentária do município – via diminuição dos gastos correntes e elevação dos investimentos –, com vistas a aumentar sua visibilidade eleitoral. Ademais, os autores não encontraram evidências de desequilíbrios orçamentários entre esses dois tipos de governantes.

Muito embora os artigos anteriormente mencionados analisem os efeitos da limitação de mandato sobre a política fiscal, Ferraz e Finan (2011) abordam outro problema. Os autores pesquisaram os efeitos da limitação de mandato sobre o nível de irregularidades administrativas nos municípios brasileiros auditados pela Controladoria-Geral da União (CGU). Os resultados encontrados sugerem haver menos casos de irregularidade em localidades governadas por prefeitos em primeiro mandato do que em localidades governadas por prefeitos em segundo mandato. Além disso, esses efeitos foram mais acentuados nos municípios com menor acesso à informação e onde a probabilidade de punição judicial era baixa.

Ao examinar a influência da limitação de mandato sobre a conta restos a pagar processados, este artigo procura contribuir com a literatura, ao ampliar a análise dos diferentes indicadores fiscais e fortalecer o debate sobre a real situação fiscal dos municípios brasileiros. Além disso, este estudo procura analisar os impactos de uma

estratégia contábil que foi, no passado recente, utilizada pelo próprio governo federal na gestão da política fiscal.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA E DESCRIÇÃO DOS DADOS

Este estudo parte da premissa de que a possibilidade da tentativa de reeleição funcionaria como mecanismo de elevação do esforço do chefe do Executivo em elevar a provisão de bens e serviços públicos, visto que os eleitores identificariam essa maior provisão como medida de competência do ocupante do cargo executivo. Assim, este artigo apresenta e testa a hipótese de que, em virtude da possibilidade da permanência do chefe do Executivo local por mais um mandato, prefeitos em primeiro mandato teriam incentivos – comparativamente a prefeitos em segundo mandato – a utilizar a rubrica restos a pagar processados de forma estratégica, como forma de expandir gastos e sinalizar “competência” aos eleitores, sem afetar, contudo, regras fiscais que limitem o endividamento público.

Diante do raciocínio mencionado no parágrafo anterior, os restos a pagar processados são mais adequados para o problema abordado, pois se tratam despesas empenhadas e liquidadas, mas ainda não pagas – ou seja, o fato de haver a liquidação implica que ou a prefeitura efetivamente recebeu o produto ou o serviço contratado – não há mais a possibilidade deste ser cancelado – e, por conseguinte, o incumbente hipoteticamente conseguiu atender às demandas do eleitorado. Note-se que os restos a pagar não processados envolvem o empenho, mas não a liquidação – isto é, são produtos ou serviços que a prefeitura ainda não recebeu – podem ter inclusive seu pagamento cancelado – e, provavelmente, não beneficiaram o eleitorado efetivamente.

As estimações foram realizadas tomando-se como base o modelo de agência política de Besley e Case (1995), representado pela seguinte equação:

$$RP_{it} = \alpha + c_i + \beta_{PM} \cdot \text{Primeiro mandato}_{it} + \beta_{AE} \cdot \text{Ano eleitoral}_t + \beta_{PMAE} \cdot \text{Primeiro mandato}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + \text{Controles} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

em que RP_{it} é a variável dependente restos a pagar processados observada do município i no ano t ; $\text{Primeiro mandato}_{it}$ é uma *dummy* que assume o valor 1 se o prefeito da localidade i no ano t estiver em primeiro mandato, e 0 caso estiver em segundo mandato; Ano eleitoral_t é uma *dummy* que assume o valor 1 caso o ano t seja ano de eleição municipal, e 0 caso contrário; e $\text{Primeiro mandato}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t$ é a interação entre as *dummies* *Primeiro mandato* e *Ano eleitoral*. *Controles*, por sua vez, representa o conjunto de variáveis de controles do modelo, α é a constante, c_i é o efeito específico municipal não observado (constante no tempo) e ε_{it} é o termo de erro da estimação.

Para este estudo, foi criado um painel (não balanceado) com dados anuais para o período 2001-2016 e que inclui 4.629 prefeituras, o que representa cerca de 83% dos 5.570 municípios brasileiros.⁶ O período amostral analisado engloba, portanto, quatro mandatos municipais: i) 2001 a 2004, com prefeitos eleitos em outubro de 2000; ii) 2005 a 2008, com prefeitos eleitos em outubro de 2004; iii) 2009 a 2012, com prefeitos eleitos em outubro de 2008; e iv) 2013 a 2016, com prefeitos eleitos em outubro de 2012. Têm-se, em todos os mandatos supra-mencionados, tanto prefeitos em primeiro quanto em segundo mandato.

4.1 Variável dependente

São apresentados resultados de estimações em que a variável dependente restos a pagar (processados) *per capita* é mensurada como estoque e fluxo – ou seja, como primeira diferença dos estoques. Esse procedimento foi adotado porque, originalmente, os dados de restos a pagar são registrados na contabilidade pública como estoque. Assim, a variação anual permite analisar o fluxo observado em cada ano. Cabe ressaltar que, nas estimações em que os restos a pagar são mensurados como fluxo, somente tal variável dependente foi transformada via primeira-diferença – isto é, todas as variáveis explicativas permanecem em nível. Os valores de restos a pagar foram extraídos do banco de dados Finanças do Brasil da Secretaria do Tesouro Nacional (Finbra/STN) e estão mensurados em valores *per capita* a preços de 2012, deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI).

4.2 Variáveis de interesse

As variáveis explicativas de interesse deste estudo são a *dummy Primeiro mandato*, a *dummy Ano eleitoral* e a interação destas duas *dummies*. Essas variáveis foram construídas a partir de informações eleitorais extraídas do Repositório de Dados Eleitorais, mantido pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE).

Conforme mencionado anteriormente, a variável *Primeiro mandato* é uma *dummy* que assume o valor 1 para todos os anos de dado município *i* em que seu prefeito está em primeiro mandato, e 0 para os anos correspondentes ao segundo mandato. Assim, embora seja constante ao longo dos anos de dado mandato, essa variável apresenta variação entre mandatos, o que gera variação temporal para determinado município. Por sua vez, a variável *Ano eleitoral* é uma *dummy* de tempo que assume valor 1 nos anos de eleição municipal na amostra (2004, 2008, 2012 e 2016), e 0 nos demais anos.

Por fim, para capturar os possíveis efeitos da limitação de mandato em anos eleitorais sobre a inscrição de restos a pagar, as estimações incluem como variável explicativa a interação entre a *dummy Ano eleitoral* e a *dummy Primeiro mandato*.

6. Os demais municípios brasileiros não fazem parte da amostra por problema de *missing data*.

O termo de interação assume valor 1, para municípios cujo prefeito está em primeiro mandato em ano de eleição municipal, e 0, nos demais casos.

4.3 Variáveis de controle

Como variáveis de controle das estimações, foram considerados três grupos de variáveis; quais sejam, políticas, demográficas e orçamentárias.

No conjunto de variáveis políticas, também obtidas com o *site* do TSE, encontram-se uma variável *dummy* de alinhamento com a coligação do presidente, que assume o valor 1 caso o prefeito de determinado município seja membro de um partido que compõe a coligação que elegeu o presidente da República (0, caso contrário) e uma variável *dummy* de alinhamento com a coligação do governador, que assume o valor 1 caso o prefeito de determinado município seja de um partido membro da coligação que elegeu o governador (0, caso contrário). Além dessas variáveis, as estimações também incluem *dummies* de ideologia partidária do prefeito – quais sejam, direita e esquerda –, o que indica a orientação ideológica do partido pelo qual o prefeito foi eleito. A construção dessas variáveis foi baseada na classificação realizada por Rodrigues (2009),⁷ e, para evitar multicolinearidade perfeita entre os grupos partidários, o grupo de referência – ou seja, o grupo excluído das estimações – é formado pelos partidos considerados de centro ou sem ideologia definida, de acordo com a referência supracitada.

Além das variáveis políticas, foram incluídas também variáveis demográficas e de renda, que atuam como *proxies* para a demanda da população por serviços públicos prestados pelos governos locais, visto que estas afetam as despesas e as receitas municipais. A inclusão dessas variáveis segue referências como o já citado trabalho de Besley e Case (1995), uma das principais referências sobre efeitos da limitação de mandato sobre variáveis fiscais, além de Johnson e Crain (2004) e Mendes e Sousa (2006), entre outros. Fazem parte desse grupo a população total – em logaritmo natural –, o produto interno bruto (PIB) *per capita* – em logaritmo natural –, a proporção da população residente em área urbana e a proporção de idosos (pessoas com 65 anos ou mais) de cada município. Esses dados são provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁸, e, para o cálculo das proporções da população urbana e idosa, foram realizadas interpolações exponenciais para os anos em que não houve nem censos demográficos nem contagens da população.

Como variáveis de controle fiscais, foram utilizadas as variáveis disponibilidade de caixa, mensuradas em termos *per capita*, e a distância da razão despesa de

7. Ver apêndice A.

8. Disponível em: <http://www.cidades.ibge.gov.br/xtras/home.php>. Acesso em: 1º mar. 2018.

pessoal (PES) sobre a receita corrente líquida (RCL) do município em relação ao limite imposto pela LRF.⁹

A variável disponibilidade de caixa dos municípios fornece um controle para a capacidade de pagamento futuro das despesas empenhadas no curto prazo. Por um lado, é possível que um município tenha um estoque elevado de restos a pagar, mas também tenha um estoque elevado de disponibilidades, de tal forma que seu orçamento futuro está em equilíbrio. Por outro lado, é possível que outro município tenha um montante de restos a pagar muito superior à sua disponibilidade de caixa, configurando assim um caso de dificuldades fiscais futuras. Trata-se, portanto, de variável importante a ser incluída como controle do montante de restos a pagar.

Por sua vez, a distância da razão PES/RCL em relação ao teto máximo permitido pela LRF, calculada como $Distância_{LRF} = Razão_{PES/RCL} - Limite_{LRF}$, permite analisar os efeitos do comportamento fiscal dos municípios, considerando-se o limite de 60% estabelecido para essa variável pela legislação. Assim como a variável disponibilidade de caixa, essa razão é um importante controle que revela a capacidade das municipalidades de assumir compromissos financeiros no curto prazo. Como apresenta pouca variação no tempo, é esperado que municípios com orçamento mais comprometido com esse tipo de despesa apresentem maiores valores em restos a pagar processados. Vale ressaltar que, em último caso, municípios podem atrasar pagamento de funcionários, sendo o pagamento não realizado inscrito justamente na rubrica restos a pagar. Como último conjunto de variáveis de controle, as estimações incluem *dummies* para cada um dos mandatos da amostra – quais sejam, os períodos 2005-2008, 2009-2012 e 2013-2016 –, com vistas a controlar as estimações por idiosincrasias de cada período de governo local.¹⁰ Com o intuito de evitar multicolinearidade perfeita entre esse conjunto de variáveis, excluiu-se a *dummy* referente ao mandato 2001-2004.

A tabela 1 apresenta estatísticas descritivas das variáveis que compõem a amostra considerada neste estudo. O estoque de restos a pagar processados dos municípios da amostra apresentou, no período estudado, valor médio *per capita* de R\$ 87,52. No caso dos municípios cujo prefeito está em primeiro mandato, nota-se valor médio de R\$ 90,49, ao passo que, em municípios cujo prefeito está em segundo mandato, se observa valor médio de R\$ 80,96. Ainda que sejam apenas médias simples, esses valores já sugerem haver alguma diferença dos valores inscritos nessa rubrica entre esses dois grupos de prefeitos.

9. Ambas foram obtidas com o banco de dados Finbra. A exemplo das demais variáveis fiscais exploradas neste estudo, os valores da variável disponibilidade de caixa estão em reais de 2012 deflacionadas pelo IGP-DI.

10. Como as equações estimadas já incluem uma série de *dummies* – inclusive a *dummy* Ano eleitoral, que é uma *dummy* de tempo –, optou-se por uma especificação mais parcimoniosa, mas que ainda controlasse por efeitos específicos de cada período da amostra.

A disponibilidade de caixa dos municípios, também mensurada em termos *per capita*, apresentou valor médio de R\$ 279,28. Em particular, nota-se um valor médio igual a R\$ 280,01, no caso dos municípios governados por prefeitos em primeiro mandato, e igual a R\$ 277,68, em exemplos de municípios governados por prefeitos em segundo mandato. Por sua vez, a razão gasto pessoal/RCL mostra que, em média, o comprometimento da RCL em relação à despesa de pessoal é da ordem de 49%, tanto na amostra geral como nas amostras separadas por mandato do chefe do Executivo local. Tais médias, com os baixos desvios-padrão, sinalizam a efetividade da LRF em fazer com que os municípios brasileiros se enquadrassem aos limites estabelecidos para esse item de despesa.

Quanto às variáveis referentes ao alinhamento partidário, nota-se ser maior, em média, a participação dos partidos dos prefeitos na coligação de governadores eleitos comparativamente à coligação que elegeu o presidente (47% contra 34%). Nota-se também que, na amostra, há maior proporção de prefeitos eleitos por partidos de direita (31%) do que eleitos por partidos de esquerda (25%). Por fim, nota-se que os municípios da amostra têm uma população média igual a 39.256 habitantes, um PIB *per capita* médio da ordem de R\$ 14.335, uma taxa de urbanização média de 66% e uma parcela média de 9% da população composta por indivíduos com mais de 65 anos de idade.

A tabela 2 apresenta as médias e os desvios-padrão do estoque de restos a pagar *per capita* separadamente entre anos não eleitorais e anos eleitorais e entre prefeitos em primeiro mandato e em segundo. Com base nestas estatísticas, além do fato de prefeitos em primeiro mandato acumularem mais restos a pagar do que prefeitos em segundo mandato, também é possível notar que não apenas há redução em anos eleitorais, mas também que essa redução é praticada pelos dois grupos de prefeitos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas (2001-2016)

	Amostra geral		Prefeitos em primeiro mandato		Prefeitos em segundo mandato		Teste de igualdade: primeiro mandato versus segundo mandato (p-valor)
Restos a pagar processados (estoque <i>per capita</i>)	87,52	96,79	90,49	97,80	80,96	94,19	0,00
Alinhamento com o governo federal	0,34	0,47	0,34	0,48	0,34	0,47	0,26
Alinhamento com o governo estadual	0,47	0,50	0,46	0,50	0,49	0,50	0,00
Direita	0,31	0,46	0,30	0,46	0,31	0,46	0,01
Esquerda	0,25	0,43	0,26	0,44	0,21	0,41	0,00

(Continua)

(Continuação)

	Amostra geral		Prefeitos em primeiro mandato		Prefeitos em segundo mandato		Teste de igualdade: primeiro mandato versus segundo mandato (p-valor)
Disponibilidade de caixa – <i>per capita</i> (R\$)	279,28	971,39	280,01	889,55	277,68	1.131,06	0,79
Relação gasto pessoal/RCL	0,49	0,09	0,50	0,10	0,49	0,09	0,00
PIB <i>per capita</i> (R\$)	14.335,20	14.097,73	14.366,55	14.297,80	14.264,66	13.636,95	0,44
População	39.256,84	229.370,30	39.329,22	254.644,50	39.097,31	160.167,50	0,91
Proporção de idosos	0,09	0,03	0,08	0,03	0,08	0,03	0,00
População urbana	0,66	0,22	0,66	0,22	0,65	0,23	0,00
Observações		54.580		37.544		17.036	

Fontes: STN, TSE e IBGE.
Elaboração dos autores.

TABELA 2

Estoque de restos a pagar *per capita* por ano eleitoral e limitação de mandato (2001-2016)

Média (desvio-padrão)	Prefeitos em primeiro mandato	Prefeitos em segundo mandato	Total
Anos não eleitorais	94,03 (98,21)	83,64 (90,63)	90,79 (96,03)
Anos eleitorais	79,87 (95,79)	72,94 (103,72)	77,71 (98,38)
Total	90,49 (97,80)	80,96 (94,18)	87,52 (96,78)

Fontes: STN e TSE.
Elaboração dos autores.

5 RESULTADOS

Esta seção mostra os resultados das estimações realizadas. Além dos coeficientes, são apresentados entre parênteses os valores dos erros-padrão clusterizados por município, conforme recomendado por Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004). A significância estatística dos parâmetros estimados é dada pela seguinte notação: (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; e (*) = estatisticamente significante a 10%.

5.1 Efeitos da limitação de mandato sobre restos a pagar

Conforme discutido anteriormente, foram realizadas estimações com os valores de restos a pagar processados mensurados como estoque e fluxo (primeira diferença do estoque). Para isso, foram utilizadas técnicas de estimação considerando-se as especificidades de cada uma dessas formas de mensuração da variável dependente, que dão origem às diferentes estimações conforme apresentadas na tabela 3.

Os resultados apresentados nas colunas A até E referem-se às estimações em que a variável dependente restos a pagar é mensurada como estoque, ao passo que os resultados apresentados nas colunas F a H fazem alusão às estimações em que a variável dependente é mensurada como fluxo. Os resultados apresentados nas colunas A e F referem-se às estimações do tipo mínimos quadrados ordinários (MQO) agrupado, os resultados apresentados nas colunas B e G concernem às estimações do tipo efeitos aleatórios e os resultados apresentados nas colunas C e H referem-se às estimações do tipo efeitos fixos.

Em razão da grande presença de observações concentradas em zero para o estoque de restos a pagar processados (1.779 observações), adotou-se também o modelo de censura à esquerda em zero (*Tobit*) como método adicional de estimação. Como explica Alves (2001), o modelo censurado pode ser utilizado em dois casos: quando não se observam valores acima ou abaixo de determinado número para parte das observações ou quando se tem um caso de solução de canto. Nesse estudo, assume-se ser possível a ocorrência do segundo caso, em que a decisão ótima de algumas prefeituras para alguns anos da amostra foi a de não inscrever valores em restos a pagar. Os resultados obtidos a partir desse método de estimação são apresentados nas colunas D e E e referem-se às estimações do tipo *Tobit* agrupado e *Tobit* efeitos aleatórios, respectivamente.¹¹ Por fim, a tabela 3 também apresenta o *p*-valor do teste de Hausman, que testa a consistência das estimações obtidas via modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios.¹²

TABELA 3
Primeiro versus segundo mandato: efeito sobre variáveis fiscais

Coeficientes (erro-padrão)	Restos a pagar em estoque					Restos a pagar em fluxo		
	MQO agrupado (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)	<i>Tobit</i> agrupado (D)	<i>Tobit</i> efeitos aleatórios (E)	MQO agrupado (F)	Efeitos aleatórios (G)	Efeitos fixos (H)
Primeiro mandato (β_{PM})	8,51*** (1,32)	9,06*** (1,13)	9,45*** (1,15)	8,75*** (1,09)	9,36*** (0,93)	2,42*** (0,72)	2,42*** (0,72)	2,47*** (0,79)
Ano eleitoral (β_{AE})	-11,71*** (1,34)	-11,54*** (1,33)	-9,97*** (1,43)	-12,88*** (1,74)	-12,63*** (1,39)	-15,60*** (1,56)	-15,60*** (1,56)	-16,09*** (1,58)
Primeiro manda- to x ano eleitoral (β_{PMAE})	-1,04 (1,57)	-1,21 (1,55)	-1,13 (1,55)	-0,60 (2,09)	-0,81 (1,66)	-7,05*** (1,81)	-7,05*** (1,81)	-6,79*** (1,82)
Alinhamento com o governo federal	3,60** (1,42)	5,86*** (1,19)	6,40*** (1,25)	3,83*** (1,03)	6,01*** (0,95)	-0,03 (0,75)	-0,03 (0,75)	-0,55 (0,97)

(Continua)

11. Os efeitos marginais são reportados no apêndice B deste artigo.

12. O teste de Hausman estabelece como hipótese nula H_0 (o modelo de efeitos aleatórios é consistente e eficiente diante do modelo de efeitos fixos) e como hipótese alternativa H_1 (o modelo de efeitos aleatórios não é consistente). Assim, se H_0 for rejeitada, conclui-se que o modelo de efeitos fixos é o único que oferece resultados consistentes.

(Continuação)

Coeficientes (erro-padrão)	Restos a pagar em estoque					Restos a pagar em fluxo		
	MQO agrupado (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)	<i>Tobit</i> agrupado (D)	<i>Tobit</i> efeitos aleatórios (E)	MQO agrupado (F)	Efeitos aleatórios (G)	Efeitos fixos (H)
Alinhamento com o governo estadual	3,76*** (1,35)	-1,07 (1,08)	-2,15* (1,13)	3,60*** (0,87)	-1,23 (0,83)	-0,59 (0,57)	-0,59 (0,57)	0,48 (0,78)
Direita	-1,60 (1,63)	0,73 (1,47)	1,28 (1,58)	-1,82* (1,01)	0,47 (1,02)	0,21 (0,61)	0,21 (0,61)	0,64 (0,96)
Esquerda	3,11 (1,92)	0,52 (1,63)	-0,30 (1,75)	2,94*** (1,13)	0,27 (1,15)	-0,49 (0,71)	-0,49 (0,71)	-0,40 (1,09)
Disponibilidade de caixa <i>per</i> <i>capita</i>	0,01** (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Distância PES/ RCL da LRF	140,82*** (10,19)	127,89*** (8,64)	124,04*** (9,01)	145,01*** (5,11)	131,02*** (5,18)	50,62*** (4,21)	50,62*** (4,21)	87,15*** (7,55)
População (<i>ln</i>)	-9,41*** (1,12)	-10,70*** (1,27)	-39,44*** (10,78)	-8,83*** (0,44)	-10,08*** (0,97)	0,79*** (0,26)	0,79*** (0,26)	-1,04 (5,23)
PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	6,12*** (1,59)	9,30*** (1,69)	8,81*** (3,09)	5,55*** (0,71)	8,73*** (1,27)	1,38*** (0,38)	1,38*** (0,38)	1,40 (2,42)
Idosos (%)	34,46 (42,17)	-33,83 (48,49)	-251,65** (111,22)	45,77*** (19,11)	-12,66 (35,25)	11,39 (10,03)	11,39 (10,03)	135,25** (57,54)
População urbana (%)	39,96*** (5,14)	37,32*** (6,21)	23,71 (18,35)	41,81*** (2,35)	39,67*** (4,71)	-7,03*** (1,02)	-7,03*** (1,02)	-26,70*** (7,16)
<i>Dummy</i> mandato 2005-2008	-10,32*** (1,29)	-9,20*** (1,26)	-6,20*** (1,52)	-10,32*** (1,36)	-9,37*** (1,12)	9,56*** (0,81)	9,56*** (0,81)	8,51*** (1,01)
<i>Dummy</i> mandato 2009-2012	4,00** (1,97)	6,03*** (1,91)	12,55*** (2,65)	4,49*** (1,43)	6,44*** (1,32)	17,73*** (0,87)	17,73*** (0,87)	14,25*** (1,63)
<i>Dummy</i> mandato 2013-2016	-14,91*** (2,28)	-16,40*** (2,17)	-7,88** (3,73)	-12,44*** (1,52)	-14,45*** (1,64)	-4,04*** (1,02)	-4,04*** (1,02)	-12,25*** (2,56)
Constante	146,92*** (12,35)	161,17*** (13,39)	455,71*** (106,50)	138,42*** (4,96)	151,23*** (10,06)	-4,97 (3,26)	-4,97 (3,26)	21,56 (53,53)
R ²	0,04	0,04	0,03	-	-	0,02	0,02	0,02
Observações	51.441	51.441	51.441	51.441	51.441	49.367	49.367	49.367
Teste de Haus- man (<i>p-value</i>)			0,00					0,00

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

Os resultados apresentados nas colunas de A a E evidenciam sinal positivo e significância estatística do coeficiente associado à *dummy Primeiro mandato*, indicando que prefeitos em primeiro mandato se diferenciam por apresentar maior estoque médio de restos a pagar comparativamente a prefeitos em segundo mandato. Quanto ao valor dos coeficientes, nota-se significativa semelhança entre as diferentes estimações, variando entre 8,51 (MQO agrupado) e 9,36 (*Tobit* efeitos aleatórios). Se considerarmos que o estoque médio *per capita* de restos a pagar

associado a prefeitos em segundo mandato é de R\$ 80,96 (tabela 1), esses valores indicam elevação não desprezível de 10,51% a 11,56% associada a prefeitos em primeiro mandato.

Esses resultados são reforçados pelas estimações que mensuram restos a pagar como fluxo: conforme apresentado nas colunas F a H da tabela 3, prefeitos em primeiro mandato elevam a inscrição de valores nessa rubrica ao longo do tempo comparativamente a prefeitos em segundo mandato – no caso da estimação do tipo efeitos fixos, essa elevação é de aproximadamente R\$ 2,47 *per capita* ao ano. Tais resultados sugerem haver diferenciação entre prefeitos em primeiro e em segundo mandato quanto à inscrição de valores nessa rubrica do orçamento público e corrobora a hipótese de que prefeitos que podem concorrer à reeleição têm incentivos para gerir as contas públicas de forma diferente de prefeitos que devem necessariamente deixar o Poder Executivo por já estarem em seu segundo (último) mandato.

Em relação à *dummy Ano eleitoral*, que mensura o comportamento dos restos a pagar em anos eleitorais, todas as estimações geraram coeficientes negativos e estatisticamente significantes, havendo apenas diferenciação de magnitude entre os diferentes métodos de estimação. Tomando-se como referência a estimação obtida via *Tobit* efeitos aleatórios, o efeito marginal associado à *dummy* de ano eleitoral (apêndice B) sugere redução da ordem de R\$ 10,26 do estoque de restos a pagar *per capita* nesses anos comparativamente à média dos anos em que não há eleições locais – considerando-se que o valor médio observado nos anos não eleitorais é igual a R\$ 90,79 por habitante (tabela 2), a redução observada em anos eleitorais é da ordem de 11,30%. As estimações em que os restos a pagar são mensurados como fluxo reforçam a evidência de que ocorre redução em anos eleitorais – a estimação do tipo efeitos fixos sugere redução de aproximadamente R\$ 16,09 *per capita*. Tais resultados estão em conformidade com o esperado, dado que a LRF proíbe inscrição de valores em restos a pagar processados sem contrapartida de receita orçamentária nos dois últimos quadrimestres do mandato – que correspondem aos últimos oito meses do ano em que ocorrem eleições municipais.

Por sua vez, os coeficientes associados à interação entre as *dummies Primeiro mandato* e *Ano eleitoral* são todos negativos, o que sugere que prefeitos em primeiro mandato reduzem a inscrição de restos a pagar especificamente nos anos eleitorais. Contudo, os coeficientes são estatisticamente significantes somente no caso das estimações em que os restos a pagar são mensurados como fluxo. A título de ilustração, o coeficiente obtido via efeitos fixos (coluna H da tabela 3) sugere redução de R\$ 6,79 *per capita* nesses anos específicos.

Quanto às variáveis de controle de natureza política, os resultados sugerem que ter um prefeito filiado a um partido que compõe a coligação que elegeu o

presidente significou maior estoque de restos a pagar *per capita* (colunas A e E da tabela 3). A título de ilustração, os resultados da estimação obtida via *Tobit* efeitos aleatórios sugere um efeito marginal da ordem de R\$ 4,88 *per capita* sobre o estoque de restos a pagar quando há tal alinhamento. Por sua vez, quando a variável dependente é mensurada como fluxo, os coeficientes passam a ser negativos, mas deixam de ser estatisticamente significantes. Quanto ao efeito do alinhamento do partido do prefeito com os partidos que compõem a coligação que elegeu o governador, nota-se que os resultados parecem não ser robustos, visto que tanto os sinais como a significância estatística variam entre as estimações. Por fim, os coeficientes associados às *dummies* de partidos de direita e esquerda também são estatisticamente nulos na maior parte dos casos, o que sugere não haver diferenciação dos restos a pagar – seja como fluxo, seja como estoque – entre os diferentes grupos partidários/ideológicos.¹³

No que diz respeito às variáveis de controle de natureza fiscal, os coeficientes associados à variável explicativa disponibilidade de caixa apresentaram sinal positivo, mas foram estatisticamente nulos na maior parte dos casos. Portanto, municípios com menor disponibilidade de caixa não são aqueles que necessariamente recorrem à postergação de pagamentos para administrar suas finanças. Por sua vez, os coeficientes associados à variável explicativa que mensura a distância da razão gastos de pessoal/RCL do limite estabelecido pela LRF foram estatisticamente significantes em todas as estimações, com sinal sempre positivo. Logo, quanto mais distante de cumprir a limitação imposta pela LRF um município estiver, maior o estoque/fluxo de restos a pagar. Uma possível explicação para esse resultado é que municípios com dificuldades em cumprir o limite estabelecido pela LRF para os gastos com pessoal precisam recorrer à postergação do pagamento de outros compromissos para conseguir administrar seus recursos.

Em relação às características demográficas e de renda dos municípios, os coeficientes referentes ao logaritmo da população e ao PIB *per capita* foram sempre estatisticamente significantes em todas as estimações para o estoque de restos a pagar, assumindo sinais negativos e positivos, respectivamente. Tais resultados indicam, portanto, que municipalidades menos populosas e de maior nível de renda tendem a ter maior estoque de restos a pagar.¹⁴ Por sua vez, os resultados das colunas F a H sugerem que municípios com maior taxa de urbanização tendem a sofrer diminuição dos restos a pagar com o passar dos anos.

13. As exceções ficam por conta dos parâmetros estimados via *tobit* agrupado, que são estatisticamente não nulos.

14. Uma maior taxa de urbanização tende a elevar o estoque de restos a pagar, dado que todos os coeficientes são positivos e estatisticamente significantes, à exceção da coluna C da tabela 3.

5.2 Efeitos da limitação de mandato sobre restos a pagar: diferenciando quem tenta de quem não tenta se reeleger

Os resultados apresentados na tabela 3 sugerem que prefeitos em primeiro mandato inscrevem valores mais elevados na rubrica restos a pagar comparativamente a prefeitos em segundo mandato. Ademais, os resultados sugerem que há redução dos valores inscritos em anos em que ocorrem eleições locais comparativamente aos anos em que não ocorrem.

Muito embora esses resultados já tragam evidências importantes sobre como diferentes incentivos eleitorais alteram a gestão da política fiscal em nível local, uma questão específica quanto aos anos eleitorais ainda permanece. Por um lado, parece haver redução da inscrição de valores em restos a pagar por prefeitos em primeiro mandato, quando mensurados como fluxo. Por outro, parece não haver nenhum efeito estatisticamente significativo quando os restos a pagar são mensurados como estoque. Assim, não fica totalmente claro qual é o efeito sobre os restos a pagar associado a prefeitos em primeiro mandato especificamente nos anos em que ocorrem eleições locais.

Um caminho para explorar essa questão é estudar em que medida a intenção ou não intenção de reeleição por parte dos prefeitos em primeiro mandato interfere na inscrição de valores na rubrica restos a pagar. Com vistas a abordar essa questão, a especificação estabelecida pela equação 1 é alterada com o objetivo de diferenciar prefeitos em primeiro mandato que concorrem à reeleição – na eleição subsequente – de prefeitos em primeiro mandato que não concorrem. Assim, a *dummy* referente a prefeitos em primeiro mandato é decomposta em duas, sendo uma destas referente àqueles que tentam se reeleger e outra concernente àqueles que não tentam. Além da inclusão dessas *dummies*, inclui-se também suas respectivas interações com a *dummy Ano eleitoral*. Assim, estima-se a seguinte especificação, cujos resultados são apresentados na tabela 4:

$$\begin{aligned}
 RP_{it} = & \alpha + c_i + \beta_{PMTR} \cdot \text{Primeiro mandato e tenta reeleição}_{it} + \\
 & \beta_{PMNTR} \cdot \text{Primeiro mandato e não tenta reeleição}_{it} + \beta_{AE} \cdot \text{Ano eleitoral}_t + \\
 & \beta_{PMTRAE} \cdot \text{Primeiro mandato e tenta reeleição} \times \text{Ano eleitoral}_t + \\
 & \beta_{PMNTRAE} \cdot \text{Primeiro mandato e não tenta reeleição}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + \text{Controles} + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned} \tag{2}$$

Em adição ao *p*-valor associado ao teste de Hausman, a tabela 4 também apresenta o *p*-valor referente aos testes de hipótese de igualdade entre os parâmetros β_{PMTR} e β_{PMNTR} , bem como entre os parâmetros β_{PMTRAE} e $\beta_{PMNTRAE}$. O primeiro desses dois testes procura avaliar se há diferença na inscrição de valores na rubrica restos a pagar entre prefeitos em primeiro mandato que tentam a reeleição e prefeitos em primeiro mandato que não tentam. O segundo teste, por sua vez, permite avaliar se há alguma diferença estatisticamente significativa entre esses dois grupos de prefeitos especificamente nos anos eleitorais.

TABELA 4
Primeiro versus segundo mandato e tentativa versus não tentativa de reeleição:
efeito sobre variáveis fiscais

Coeficientes (erro-padrão)	Restos a pagar em estoque					Restos a pagar em fluxo		
	MQO agrupado (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)	Tobit agrupado (D)	Tobit efeitos aleatórios (E)	MQO agrupado (F)	Efeitos aleatórios (G)	Efeitos fixos (H)
Primeiro mandato e tentativa reeleição (β_{PMTR})	9,12*** (1,37)	9,12*** (1,16)	9,50*** (1,18)	9,46*** (1,16)	9,46*** (0,98)	2,66*** (0,75)	2,66*** (0,75)	2,62*** (0,81)
Primeiro mandato e não tentativa reeleição (β_{PMNTR})	7,02*** (1,98)	8,34*** (1,79)	8,62*** (1,88)	7,02*** (1,43)	8,47*** (1,31)	1,79* (1,07)	1,79* (1,07)	1,31 (1,25)
Ano eleitoral (β_{AE})	-11,72*** (1,34)	-11,55*** (1,34)	-9,96*** (1,43)	-12,89*** (1,74)	-12,65*** (1,39)	-15,61*** (1,56)	-15,61*** (1,56)	-16,08*** (1,58)
Primeiro mandato e tentativa reeleição x ano eleitoral (β_{PMTRAE})	1,00 (1,66)	0,67 (1,65)	0,75 (1,65)	1,54 (2,22)	1,18 (1,77)	-5,30*** (1,92)	-5,30*** (1,92)	-5,00*** (1,93)
Primeiro mandato e não tentativa reeleição x ano eleitoral ($\beta_{PMNTRAE}$)	-5,92*** (2,03)	-5,68*** (2,02)	-5,57*** (2,02)	-5,72*** (2,76)	-5,55*** (2,20)	-11,22*** (2,53)	-11,22*** (2,53)	-11,06*** (2,55)
Alinhamento com o governo federal	3,54** (1,42)	5,82*** (1,19)	6,35*** (1,25)	3,76*** (1,03)	5,96*** (0,95)	-0,07 (0,75)	-0,07 (0,75)	-0,61 (0,97)
Alinhamento com o governo estadual	3,78*** (1,35)	-1,05 (1,08)	-2,13* (1,13)	3,62*** (0,87)	-1,21 (0,83)	-0,58 (0,57)	-0,58 (0,57)	0,50 (0,78)
Direita	-1,56 (1,63)	0,71 (1,47)	1,24 (1,58)	-1,77* (1,01)	0,45 (1,02)	0,24 (0,61)	0,24 (0,61)	0,60 (0,96)
Esquerda	3,04 (1,92)	0,43 (1,63)	-0,39 (1,76)	2,87** (1,13)	0,18 (1,15)	-0,53 (0,71)	-0,53 (0,71)	-0,52 (1,09)
Disponibilidade de caixa <i>per capita</i>	0,01** (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Distância PES/RCL da LRF	141,35*** (10,20)	128,31*** (8,65)	124,50*** (9,01)	145,61*** (5,11)	131,49*** (5,19)	50,97*** (4,23)	50,97*** (4,23)	87,64*** (7,57)
População (<i>ln</i>)	-9,41*** (1,12)	-10,71*** (1,28)	-39,70*** (10,79)	-8,84*** (0,44)	-10,09*** (0,97)	0,79*** (0,26)	0,79*** (0,26)	-1,31 (5,24)
PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	6,16*** (1,59)	9,26*** (1,69)	8,63*** (3,09)	5,61*** (0,71)	8,70*** (1,27)	1,41*** (0,38)	1,41*** (0,38)	1,24 (2,42)
Idosos (%)	35,89 (42,19)	-33,00 (48,49)	-251,82** (111,14)	47,37** (19,11)	-11,79 (35,24)	12,23 (10,04)	12,23 (10,04)	134,06** (57,50)
População urbana (%)	39,91*** (5,14)	37,38*** (6,21)	23,60 (18,36)	41,75*** (2,35)	39,72*** (4,71)	-7,06*** (1,02)	-7,06*** (1,02)	-26,89*** (7,15)
Dummy mandato 2005-2008	-10,59*** (1,29)	-9,34*** (1,26)	-6,31*** (1,52)	-10,62*** (1,36)	-9,53*** (1,12)	9,39*** (0,81)	9,39*** (0,81)	8,39*** (1,01)
Dummy mandato 2009-2012	3,86* (1,97)	5,95*** (1,91)	12,55*** (2,65)	4,34*** (1,43)	6,35*** (1,32)	17,65*** (0,87)	17,65*** (0,87)	14,26*** (1,63)
Dummy mandato 2013-2016	-14,82*** (2,28)	-16,31*** (2,17)	-7,67** (3,73)	-12,33*** (1,52)	-14,35*** (1,64)	-3,97*** (1,02)	-3,97*** (1,02)	-11,98*** (2,56)
Constante	146,90*** (12,35)	161,47*** (13,39)	458,86*** (106,61)	138,40*** (4,96)	151,57*** (10,05)	-4,96 (3,25)	-4,96 (3,25)	24,96 (53,61)
R ²	0,04	0,04	0,01	-	-	0,02	0,02	0,02

(Continua)

(Continuação)

Coeficientes (erro-padrão)	Restos a pagar em estoque					Restos a pagar em fluxo		
	MQO agrupado (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)	<i>Tobit</i> agrupado (D)	<i>Tobit</i> efeitos aleatórios (E)	MQO agrupado (F)	Efeitos aleatórios (G)	Efeitos fixos (H)
Observações	51.441	51.441	51.441	51.441	51.441	49.367	49.367	49.367
Teste de Hausman (p -value)			0,00					0,00
$\beta_{PMTR} = \beta_{PMNTR}$ (p -value)	0,26	0,64	0,61	0,06	0,41	0,39	0,39	0,25
$\beta_{PMTRAE} = \beta_{PMNTRAE}$ (p -value)	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

Os parâmetros β_{PMTR} e β_{PMNTR} são todos positivos e estatisticamente significantes entre as diferentes estimações em que os restos a pagar são mensurados como estoque (colunas A a E), sugerindo que tanto prefeitos em primeiro mandato que tentam a reeleição como prefeitos em primeiro mandato que não tentam registram maiores valores em restos a pagar, comparativamente a prefeitos em segundo mandato. Tomando-se a estimação *Tobit* efeitos aleatórios como referência, o efeito marginal (apêndice B) associado a prefeitos pertencentes ao primeiro desses dois grupos é da ordem de R\$ 7,69 *per capita*, ao passo que o efeito marginal associado a prefeitos pertencentes ao segundo grupo é da ordem de R\$ 6,88 *per capita*. No caso das estimações em que os restos a pagar são mensurados como fluxo (colunas F a H), os coeficientes β_{PMTR} e β_{PMNTR} permanecem positivos e estatisticamente significantes.¹⁵ Ademais, seja para restos a pagar em estoque, seja para restos a pagar em fluxo, os testes de hipótese não permitem rejeitar a hipótese nula de igualdade desses dois parâmetros – ou seja, maior inscrição de valores em restos a pagar parece ser uma característica comum a todos os prefeitos em primeiro mandato, independentemente deles concorrerem ou não à reeleição.¹⁶

Esse resultado se altera nos anos eleitorais, contudo. Nas colunas A a E – quando os restos a pagar são mensurados como estoque –, o parâmetro β_{PMTRAE} , que mensura o efeito sobre restos a pagar em anos eleitorais decorrente de um prefeito estar em primeiro mandato e concorrer à reeleição, é estatisticamente nulo. Por sua vez, o coeficiente $\beta_{PMNTRAE}$ é negativo e estatisticamente significante. Tomando-se novamente como referência a estimação do tipo *Tobit* efeitos aleatórios, a redução marginal praticada nos anos eleitorais por prefeitos em primeiro mandato que não concorrem à reeleição é da ordem de R\$ 4,50 *per capita*. Dado que o teste de hipótese permite rejeitar a hipótese de que esses coeficientes são estatisticamente iguais, chega-se a um importante resultado, o qual sugere que, especificamente em

15. À exceção do coeficiente β_{PMNTR} da coluna H, que é estatisticamente nulo.16. Exceto na estimação da coluna D, cujo p -valor é de 6%.

anos eleitorais, embora prefeitos em primeiro mandato que efetivamente tentam se reeleger não promovem mudanças na inscrição de restos a pagar, prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger reduzem a inscrição.

No caso das colunas F a H da tabela 4, quando os restos a pagar são mensurados como fluxo, nota-se que os coeficientes β_{PMTRAE} e $\beta_{PMNTRAE}$ são negativos e estatisticamente significantes, o que sugere redução da inscrição em restos a pagar em anos eleitorais por parte de todos os prefeitos em primeiro mandato – comparativamente aos seus pares em segundo mandato. Contudo, dado que os testes de hipótese permitem rejeitar a hipótese de igualdade desses coeficientes, os resultados indicam que a redução praticada por prefeitos em primeiro mandato que não tentam a reeleição é maior do que a redução praticada por prefeitos em primeiro mandato que tentam. A título de ilustração, considerando-se a estimação obtida via efeitos fixos (coluna H), a redução praticada pelo primeiro desses dois grupos de prefeitos é da ordem de R\$ 11,00 *per capita*, ao passo que a redução praticada pelo segundo é da ordem de R\$ 5,00 *per capita*.

Esses resultados sugerem que prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger parecem ser os principais responsáveis pela redução da inscrição de restos a pagar em anos eleitorais. Assim sendo, nota-se que o perfil de política fiscal conduzido pelos chefes do Executivo local parece depender não apenas da possibilidade de permanência no poder por mais um mandato consecutivo, mas também do seu interesse. Esses resultados reforçam, portanto, a percepção de que a gestão da política fiscal em nível local está associada aos interesses políticos/eleitorais de seus governantes.

5.3 Testes de robustez

5.3.1 Estimações *regression discontinuity design* (RDD)

Uma preocupação quanto aos resultados apresentados anteriormente diz respeito à possível endogeneidade entre estar em primeiro ou em segundo mandato e a inscrição de valores em restos a pagar. É possível, por exemplo, que ser eleito para um segundo mandato seja endógeno à qualidade do candidato como gestor no primeiro mandato, o que pode estar correlacionado com seu interesse em registrar valores na rubrica restos a pagar. Assim, dado que a *dummy Primeiro mandato* pode ser endógena ao termo de erro da regressão, até mesmo a utilização dos modelos de dados em painel pode inviabilizar a interpretação correta da causalidade explorada neste estudo.

A fim de testar a robustez dos resultados apresentados anteriormente, foram realizadas estimações por meio do método de regressão descontínua (*sharp* RDD) para dados em painel, uma vez que esse método permite inferir causalidade e

umenta a validade interna dos resultados encontrados. O referido método pode ser usado quando a probabilidade de receber determinado tratamento muda de forma descontínua, de acordo com o valor que determinada variável exógena assume (Imbens e Lemieux, 2008). Assim, sua aplicação nesse estudo permite explorar a descontinuidade na margem de votos de vitória das eleições municipais. A partir das equações 1 e 2, criam-se modificações acrescentando-se uma função $f(\text{margem})$, conforme apresentadas a seguir:

$$RP_{it} = \alpha + c_i + \beta_{PM} \cdot \text{Primeiro mandato}_{it} + \beta_{AE} \cdot \text{Ano eleitoral}_t + \beta_{PMAE} \cdot \text{Primeiro mandato}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + f(\text{Margem}) + \text{Controles} + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

$$RP_{it} = \alpha + c_i + \beta_{PMTR} \cdot \text{Primeiro mandato e tenta reeleição}_{it} + \beta_{PMNTR} \cdot \text{Primeiro mandato e não tenta reeleição}_{it} + \beta_{AE} \cdot \text{Ano eleitoral}_t + \beta_{PMTRAE} \cdot \text{Primeiro mandato e tenta reeleição}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + \beta_{PMNTRAE} \cdot \text{Primeiro mandato e não tenta reeleição}_{it} \times \text{Ano eleitoral}_t + \text{Controles} + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

A variável *margem* é definida como a diferença do percentual de votos recebida pelo primeiro colocado (vencedor) e pelo segundo colocado na eleição municipal, assumindo valor positivo se o prefeito está em primeiro mandato e valor negativo se está em segundo mandato. Dessa forma, a ideia desse procedimento é comparar municípios com prefeitos em primeiro mandato que venceram por uma pequena margem de votos, por um lado, e municípios com prefeitos em segundo mandato que também venceram por uma pequena margem, por outro. Além disso, $f(\text{margem})$ é um polinômio de ordem p composto pela margem de vitória e interação entre a margem de vitória e a *dummy Primeiro mandato*, podendo assumir as formas linear, quadrática, cúbica ou de maior ordem. Neste estudo, serão apresentadas estimações em que $p \leq 3$. Todas as estimações foram realizadas via modelo de efeitos fixos.

Os resultados obtidos por meio do método RDD são reportados na tabela 5.¹⁷ Os resultados apresentados nas colunas A até C referem-se às estimações em que a variável dependente é mensurada como estoque, ao passo que os resultados apresentados nas colunas D até F fazem alusão às estimações em que a variável dependente é mensurada como fluxo. Os resultados apresentados nas colunas A e D referem-se à especificação linear ($p = 1$), os resultados apresentados nas colunas B e E concernem à especificação quadrática ($p = 2$) e os resultados apresentados nas colunas C e F referem-se à especificação cúbica ($p = 3$). As estimações apresentadas no painel A não separam os prefeitos em primeiro mandato entre os que tentam e os que não tentam se reeleger, ao passo que os resultados apresentados no painel B realizam essa separação.

17. Para painel do tipo efeitos fixos.

TABELA 5
Estimações RDD: efeitos fixos

Coeficiente (erro-padrão)	Estoque			Fluxo		
	Linear	Quadrático	Cúbico	Linear	Quadrático	Cúbico
Painel A: primeiro versus segundo mandato						
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
Primeiro mandato (β_{PM})	9,95*** (1,46)	9,33*** (1,57)	7,90*** (1,81)	3,03*** (0,94)	3,36*** (1,01)	3,48*** (1,16)
Ano eleitoral (β_{AE})	-9,97*** (1,43)	-9,96*** (1,43)	-9,95*** (1,43)	-16,10*** (1,58)	-16,09*** (1,58)	-16,09*** (1,58)
Primeiro mandato x ano eleitoral (β_{PMAE})	-1,12 (1,55)	-1,14 (1,55)	-1,17 (1,55)	-6,79*** (1,82)	-6,78*** (1,82)	-6,78*** (1,82)
R ²	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03
Observações	51.441	51.441	51.441	49.367	49.367	49.367
Controles políticos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles fiscais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles emográficos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de mandato	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Painel B: primeiro versus segundo mandato; e tentativa versus não tentativa de reeleição						
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
Primeiro mandato e tenta reeleição (β_{PMTR})	10,08*** (1,48)	9,47*** (1,59)	8,06*** (1,82)	3,28*** (0,96)	3,56*** (1,03)	3,75*** (1,19)
Primeiro mandato e não tenta reeleição (β_{PMNTR})	9,13*** (2,07)	8,41*** (2,16)	7,18*** (2,33)	1,80* (1,14)	2,26* (1,19)	2,46* (1,47)
Ano eleitoral (β_{AE})	-9,96*** (1,43)	-9,96*** (1,43)	-9,94*** (1,43)	-16,09*** (1,58)	-16,08*** (1,58)	-16,08*** (1,58)
Primeiro mandato e tenta reeleição x ano eleitoral (β_{PMTRAE})	0,75 (1,65)	0,73 (1,65)	0,70 (1,65)	-5,00*** (1,93)	-4,99*** (1,93)	-4,99*** (1,93)
Primeiro mandato e não tenta reeleição x ano eleitoral ($\beta_{PMNTRAE}$)	-5,56*** (2,02)	-5,57*** (2,02)	-5,60*** (2,02)	-11,05*** (2,55)	-11,05*** (2,55)	-11,05*** (2,55)
R ²	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03
Observações	51.441	51.441	51.441	49.367	49.367	49.367
Controles políticos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles fiscais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controles demográficos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de mandato	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significativa a 1%; (**) = estatisticamente significativa a 5%; (*) = estatisticamente significativa a 10%.

No caso do painel A, tanto nas especificações em que a variável dependente é mensurada como estoque quanto nas especificações em que esta é mensurada como fluxo, as estimações geraram coeficientes positivos e estatisticamente significantes para a variável explicativa *Primeiro mandato*, o que indica maior inscrição de valores na rubrica restos a pagar nos municípios cujos prefeitos estão em primeiro mandato comparativamente às localidades com prefeitos em segundo mandato. No caso das estimações do tipo efeitos fixos na forma cúbica, os resultados sugerem que municípios cujo prefeito está em primeiro mandato apresentam estoque de restos a pagar de R\$ 7,90 *per capita* superior ao observado em municípios cujo prefeito está em segundo mandato. No caso do fluxo, os resultados sugerem valor de R\$ 3,48 *per capita* maior ao ano. Em termos comparativos, é possível notar que os coeficientes reportados na tabela 5 são semelhantes aos observados na coluna C – no caso de estoque de restos a pagar – e na coluna H – no caso do fluxo – da tabela 3 e reforçam, portanto, os resultados observados anteriormente.

No que diz respeito à variável explicativa *Ano eleitoral*, os coeficientes estimados também corroboram os resultados encontrados anteriormente. Em anos em que ocorrem eleições municipais, há redução tanto no estoque como no fluxo de restos a pagar comparativamente à média dos anos em que não há eleições municipais. Os resultados apresentados nas colunas A a C sugerem diminuição do estoque da ordem de R\$ 9,95 *per capita*, ao passo que os resultados apresentados nas colunas D a F sugerem redução de R\$ 16,10 *per capita* ao ano. Esses valores também são próximos aos observados na tabela 3.

Por fim, os coeficientes associados à interação entre as variáveis explicativas *Primeiro mandato* e *Ano eleitoral* também reforçam aqueles apresentados na tabela 3: todos os sinais são negativos, sendo estatisticamente significantes em todas as estimações para fluxo de restos a pagar. Em particular, os resultados sugerem redução de R\$ 6,78 *per capita* em anos eleitorais por parte de prefeitos em primeiro mandato; valor muito próximo do observado na tabela supracitada.

Os resultados do painel B da tabela 5 também são próximos aos apresentados na tabela 4. De modo geral, reforça-se a ideia de que tanto prefeitos em primeiro mandato que tentam a reeleição como aqueles em primeiro mandato que não tentam registram maiores valores em restos a pagar, comparativamente a prefeitos em segundo mandato. Por sua vez, nos anos eleitorais, os resultados indicam que a redução praticada por prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger parece ser mais incisiva do que a redução praticada por prefeitos em primeiro turno que tentam.

5.3.2 Validação da premissa de incentivos eleitorais

Uma das principais premissas deste estudo é que prefeitos em primeiro mandato se deparam com incentivos eleitorais diferentes daqueles com os quais prefeitos em segundo

mandato se deparam, e essa diferença se manifestaria por meio da inscrição de maiores valores na rubrica restos a pagar. Em particular, assume-se que o intuito de permanência no poder estimularia prefeitos em primeiro turno a aumentar a provisão de serviços públicos, de modo a sinalizar sua competência à população, e que essa provisão seria realizada por meio da inscrição de valores em restos a pagar. Dessa forma, caso a intenção de um incumbente em primeiro mandato não seja se reeleger nem ganhar reputação política para outro cargo político, o argumento baseado no desejo de permanência no poder naturalmente se enfraquece.

Conforme representado na equação 1, um parâmetro β_{PM} estatisticamente significativo poderia representar não apenas uma diferença de incentivos eleitorais enfrentados pelos dois grupos de prefeito em questão, como também outros fatores que fossem capturados pela variável explicativa *Primeiro mandato*. É possível, por exemplo, que o efeito de diferentes mandatos sobre a rubrica restos a pagar seja explicado por um eventual efeito “experiência” ou “aprendizado” de prefeitos em segundo mandato comparativamente a prefeitos em primeiro, e não somente pelos diferentes incentivos eleitorais com os quais esses dois diferentes grupos se deparam.

Com vistas a abordar essa hipótese, os resultados apresentados na tabela 6 referem-se a estimações do tipo *logit* em que a variável dependente assume o valor 1 caso o prefeito esteja em primeiro mandato e concorra à reeleição – na eleição subsequente –, e 0 caso também esteja em primeiro mandato, mas não concorra. Note-se, portanto, que essas estimações consideram apenas municípios cujo chefe do Executivo local está em primeiro mandato – ou seja, mantêm o efeito “aprendizado/experiência” do prefeito constante. Por sua vez, a principal variável explicativa é o montante de restos a pagar acumulado pelo prefeito durante seu mandato.¹⁸ Assim, se maiores restos a pagar são reflexo direto de pretensões eleitorais, então candidatos em primeiro mandato que visassem concorrer à reeleição usariam mais fortemente esse artifício.

TABELA 6
Probabilidade de tentativa de reeleição

Coefficientes (erro-padrão)	Pooled (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)
Restos a pagar (fluxo acumulado mandato)	0,0002* (0,0002)	0,0003* (0,0002)	0,0009** (0,0004)
Alinhamento com o governo federal	0,0922 (0,0607)	0,0970 (0,0635)	0,1806** (0,0868)
Alinhamento com o governo estadual	-0,0188 (0,0468)	-0,0260 (0,0488)	-0,1261* (0,0673)

(Continua)

18. Dado que a variável restos a pagar é originalmente mensurada como estoque, calculou-se inicialmente a primeira diferença para se estimar os fluxos de cada ano e, posteriormente, realizou-se a soma ao longo dos quatro anos de dado mandato local.

(Continuação)

Coefficientes (erro-padrão)	Pooled (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)
Direita	-0,0606 (0,0541)	-0,0561 (0,0566)	0,0979 (0,0769)
Esquerda	0,1373** (0,0621)	0,1485** (0,0647)	0,2293*** (0,0874)
População (<i>ln</i>)	-0,0043 (0,0241)	-0,0048 (0,0250)	0,0301 (0,4706)
PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	-0,0522 (0,0383)	-0,0526 (0,0397)	-0,0242 (0,1853)
Idosos (%)	-2,2696** (0,9994)	-2,3049** (1,0368)	2,0777 (4,6101)
População urbana (%)	0,0956 (0,1310)	0,0969 (0,1357)	0,5554 (0,9186)
Dummy 2008	0,4847*** (0,0708)	0,5238*** (0,0748)	0,6779*** (0,1040)
Dummy 2012	0,1794** (0,0799)	0,2014** (0,0836)	0,2037 (0,1578)
Dummy 2016	-0,2367*** (0,0717)	-0,2411*** (0,0748)	-0,2377 (0,2048)
Constante	1,0915*** (0,2617)	1,1398*** (0,2719)	-
Observações	9.319	9.319	4.633

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A variável dependente é uma *dummy* que assume 1, caso o prefeito esteja em primeiro mandato e se candidate à reeleição, e 0, caso também esteja em primeiro mandato, mas não se candidate.

2. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

3. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

Em todas as três estimações (*pooled logit* – coluna A, *logit* efeitos aleatórios – coluna B e *logit* efeitos fixos ou *conditional logit*¹⁹ – coluna C), notam-se coeficientes positivos e estatisticamente significantes – a, no máximo, 10% de significância estatística – para a variável explicativa em questão. Esse resultado sugere haver uma relação positiva entre acumulação de restos a pagar e tentativa de reeleição e corrobora a premissa de que a inscrição de valores nessa rubrica está associada aos incentivos eleitorais por parte dos chefes do Poder Executivo local.

Outra forma de reforçar a premissa de que a inscrição de valores em restos a pagar está associada ao desejo de permanência no Poder Executivo por parte de prefeitos em primeiro mandato seria por meio da apresentação de evidências de que tal procedimento seria feito com o objetivo de elevar a provisão de bens e serviços públicos, e que isso se daria via maiores investimentos públicos locais.

19. Estimções do tipo *conditional logit* consideram apenas unidades seccionais – em nosso caso, municípios –, em que a variável dependente varia ao menos uma vez no tempo, excluindo assim aquelas unidades para as quais o valor da variável dependente se repete ao longo do tempo. Isso explica a redução de observações entre as estimções realizadas por meio desse método e as estimções obtidas via *pooled logit* e *logit* efeitos aleatórios.

A tabela 7 apresenta os resultados de estimações que seguem a mesma especificação da equação 1, mas com o investimento municipal *per capita* como variável dependente. A coluna A revela os resultados obtidos via MQO agrupado, ao passo que as colunas B e C apresentam os resultados obtidos via efeitos aleatórios e efeitos fixos, respectivamente. Em todas essas estimações, é possível notar que o coeficiente β_{PMAE} , associado à interação entre as variáveis explicativas *Primeiro mandato* e *Ano eleitoral*, é positivo e estatisticamente significativo, sinalizando que prefeitos em primeiro mandato aumentam os investimentos públicos locais em anos eleitorais.

TABELA 7
Primeiro versus segundo mandato: efeito sobre investimento

Coefficientes (erro-padrão)	MQO agrupado (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)
Primeiro mandato (β_{PM})	-20,15*** (2,37)	-17,38*** (1,89)	-16,83*** (1,93)
Ano eleitoral (β_{AE})	-24,16*** (3,10)	-27,42*** (2,84)	-35,75*** (2,91)
Primeiro mandato x ano eleitoral (β_{PMAE})	6,37* (3,83)	6,68** (3,40)	6,57* (3,39)
Alinhamento com o governo federal	31,25*** (2,67)	38,27*** (1,91)	40,72*** (2,01)
Alinhamento com o governo estadual	9,32*** (2,31)	9,52*** (1,67)	10,28*** (1,76)
Direita	-4,48 (2,77)	1,67 (2,05)	4,21* (2,20)
Esquerda	-10,49*** (3,20)	-11,44*** (2,31)	-9,55*** (2,49)
Disponibilidade de caixa <i>per capita</i>	0,03*** (0,01)	0,02*** (0,01)	0,01*** (0,01)
Distância PES/RCL da LRF	-350,85*** (20,05)	-253,03*** (10,45)	-211,18*** (11,29)
População (<i>ln</i>)	-45,42*** (1,79)	-46,83*** (1,73)	-33,60*** (11,92)
PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	84,93*** (3,90)	96,64*** (2,36)	96,99*** (4,38)
Idosos (%)	130,94* (75,02)	675,77*** (64,97)	2132,18*** (128,50)
População urbana (%)	-53,84*** (9,20)	-45,83*** (8,56)	102,02*** (21,03)
Dummy mandato 2005-2008	71,33*** (2,40)	66,43*** (2,26)	52,82*** (2,54)
Dummy mandato 2009-2012	115,49*** (3,55)	98,24*** (2,82)	65,66*** (3,74)
Dummy mandato 2013-2016	92,18*** (4,46)	56,82*** (3,19)	-0,83 (5,24)
Constante	341,07*** (18,77)	302,84*** (18,01)	-14,83 (119,69)
R ²	0,26	0,25	0,18
Observações	51.190	51.190	51.190

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significativa a 1%; (**) = estatisticamente significativa a 5%; (*) = estatisticamente significativa a 10%.

De modo a complementar esse exercício, a tabela 8 apresenta os resultados de estimações que seguem a mesma especificação da equação 2 e separam prefeitos em primeiro mandato entre aqueles que tentam se reeleger e aqueles que não tentam. Nesse caso, é possível constatar que o coeficiente β_{PMTRAE} obtido pelos três métodos de estimação em questão é positivo e estatisticamente significativo, ao passo que o coeficiente β_{PMTRAE} é estatisticamente nulo – ou seja, a elevação dos investimentos no ano eleitoral não é algo comum a todos os prefeitos em primeiro mandato, mas sim apenas àqueles que efetivamente tentam se reeleger. Assim, tomados em conjunto, esses resultados reforçam a premissa de que são os incentivos eleitorais que fazem com que prefeitos em primeiro turno façam uso da inscrição de valores em restos a pagar comparativamente a prefeitos em segundo mandato, e não o efeito aprendizado/experiência.

TABELA 8
Primeiro versus segundo mandato e tentativa versus não tentativa de reeleição: efeito sobre investimento

Coefficientes (erro-padrão)	MQO agrupado (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)
Primeiro mandato e tenta reeleição (β_{PMTR})	-17,49*** (2,44)	-14,62*** (2,17)	-14,39*** (2,19)
Primeiro mandato e não tenta reeleição (β_{PMNTR})	-26,67*** (3,44)	-27,81*** (3,01)	-27,45*** (3,17)
Ano eleitoral (β_{AE})	-24,19*** (3,10)	-27,51*** (3,08)	-35,73*** (3,12)
Primeiro mandato e tenta reeleição x ano eleitoral (β_{PMTRAE})	10,93*** (4,07)	11,32*** (4,09)	11,41*** (4,10)
Primeiro mandato e não tenta reeleição x ano eleitoral ($\beta_{PMNTRAE}$)	-4,56 (4,76)	-4,16 (4,70)	-4,70 (4,67)
Alinhamento com o governo federal	31,04*** (2,67)	37,97*** (2,27)	40,43*** (2,36)
Alinhamento com o governo estadual	9,38*** (2,30)	9,69*** (1,78)	10,47*** (1,81)
Direita	-4,36 (2,76)	1,53 (2,37)	3,95 (2,57)
Esquerda	-10,71*** (3,20)	-11,99*** (2,74)	-10,19*** (2,91)
Disponibilidade de caixa <i>per capita</i>	0,03*** (0,01)	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)
Distância PES/RCL da LRF	-349,12*** (20,04)	-250,44*** (16,74)	-208,57*** (16,78)
População (<i>ln</i>)	-45,43*** (1,79)	-46,90*** (2,18)	-34,81* (19,52)
PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	85,11*** (3,90)	96,73*** (5,36)	96,48*** (11,59)
Idosos (%)	135,68* (74,97)	680,54*** (99,39)	2125,16*** (260,90)

(Continua)

(Continuação)

Coefficientes (erro-padrão)	MQO agrupado (A)	Efeitos aleatórios (B)	Efeitos fixos (C)
População urbana (%)	-54,03*** (9,21)	-45,81*** (10,74)	100,94*** (36,09)
Dummy mandato 2005-2008	70,38*** (2,43)	65,37*** (2,49)	52,01*** (3,43)
Dummy mandato 2009-2012	115,00*** (3,54)	97,63*** (3,58)	65,55*** (6,55)
Dummy mandato 2013-2016	92,52*** (4,46)	57,42*** (4,28)	0,54 (9,05)
Constante	341,00*** (18,80)	304,29*** (23,71)	0,44 (205,97)
R ²	0,26	0,25	0,19
Observações	51.190	51.190	51.190
Teste de Hausman (p-value)			0,00
$\beta_{PMTR} = \beta_{PMNTR}$ (p-value)	0,00	0,00	0,00
$\beta_{PMTRAE} = \beta_{PMNTRAE}$ (p-value)	0,00	0,00	0,00

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo se propôs a investigar a influência da limitação de mandato sobre os valores de restos a pagar inscritos pelos municípios brasileiros. A hipótese apresentada e testada empiricamente é a de que prefeitos administrariam essa rubrica de forma diferente, a depender dos distintos incentivos políticos, definidos pelas limitações de mandato, com as quais se deparam – se em primeiro mandato (pode concorrer à reeleição) ou se em segundo mandato (impedido legalmente de se reeleger) –, uma vez que prefeitos em primeiro mandato teriam maiores incentivos a elevar a provisão de bens e serviços públicos, com vistas a ampliar sua popularidade e sinalizar competência ao eleitorado.

Para essa investigação, foi construída uma amostra com informações fiscais, eleitorais e demográficas de mais 4,6 mil municípios brasileiros entre 2001 e 2016, em que foram estudados os impactos nos períodos pré-eleitorais e eleitorais dos quatro mandatos que compõem o período. Além das técnicas tradicionais para dados em painel, foram realizadas estimações para dados em painel via modelos censurados em zero à esquerda (*Tobit*), para a variável dependente estoque de restos a pagar e estimações do tipo RDD.

As evidências encontradas sugerem que prefeitos em diferentes mandatos – se em primeiro ou em segundo – gerem os orçamentos dos municípios que governam de formas diferentes, com municípios cujos prefeitos estão em primeiro mandato apresentando estoque e fluxo de restos a pagar processados maiores em relação às localidades com prefeitos em segundo mandato. Por sua vez, há redução da inscrição de valores em restos a pagar em anos eleitorais.

As estimações oferecem evidências adicionais quando o grupo de prefeitos em primeiro mandato é decomposto entre aqueles que tentam se reeleger e aqueles que não tentam. Por meio dessa decomposição, os resultados sugerem que um maior montante de restos a pagar é um fenômeno comum a todos os prefeitos em primeiro mandato, independentemente deles concorrerem ou não à reeleição, *vis-à-vis* prefeitos em segundo mandato. Contudo, a redução dos restos a pagar em anos eleitorais dá-se de forma mais incisiva por prefeitos em primeiro mandato que não tentam se reeleger comparativamente a prefeitos em primeiro mandato que buscam a reeleição.

Os resultados encontrados estão em linha com outros estudos existentes na literatura que versam sobre o efeito da limitação de mandato sobre variáveis fiscais, ao mostrar diferenciação entre os dois tipos de incumbentes. Contudo, este estudo mostra evidências de que essa diferenciação: i) não apenas se dá na média do mandato como um todo, mas também especificamente no ano eleitoral; e ii) depende tanto da possibilidade quanto dos reais interesses do chefe do Executivo local em tentar se reeleger. Esse conjunto de resultados, portanto, não somente fortalece a hipótese de que a limitação de mandato exerce influência não desprezível sobre a política fiscal dos governos locais, como também fortalece a hipótese de que a política fiscal praticada nesse nível de governo está sujeita aos interesses e objetivos eleitorais de seus chefes do Executivo.

Em teoria, dado que a legislação em vigor impede a inscrição de restos a pagar nos últimos dois quadrimestres do último ano do mandato – ou seja, do ano eleitoral –, menor é a chance de ocorrência de manipulações com fins oportunistas. Por sua vez, de acordo com Rogoff (1990), por exemplo, manipulações fiscais em anos eleitorais não devem ser vistas como algo necessariamente indesejável, uma vez que tal artifício é uma forma do incumbente sinalizar sua competência à população. Assim, em um ambiente de informação assimétrica, em que o eleitor não tem informação plena sobre a qualidade do incumbente, a diminuição da assimetria de informação seria o benefício obtido a partir do eventual custo causado pela manipulação fiscal com fins eleitorais. Assim, a inscrição de valores em restos a pagar nos anos eleitorais pode não ser um problema em si, seja porque a legislação já restringe essa possibilidade, seja porque os incumbentes podem utilizá-la de modo a transmitir dados ao eleitorado.

Uma preocupação importante reside no fato de que o acúmulo de restos a pagar não necessariamente compromete os indicadores de endividamento público.

Conforme mencionado anteriormente, os restos a pagar constituem dívida fluante e não impactam o resultado primário. Dessa forma, é possível que um município, um estado ou até mesmo o governo federal apresente um alto montante de restos a pagar sem que isso seja formalmente registrado como déficit primário – ou seja, é possível que um município tenha indicadores que sinalizem boa saúde financeira quando sua real situação fiscal é outra.

Outro fator importante a ser considerado é que indicadores de endividamento, como a dívida consolidada líquida (DCL) e o próprio estoque de restos a pagar, nem sempre são divulgados com agilidade e frequência suficientes para que os eleitores consigam monitorar as condições fiscais correntes da localidade onde residem. Por exemplo, o Relatório de Gestão Fiscal (RGF), que divulga informações sobre o cumprimento dos limites estabelecidos pela LRF, é divulgado apenas com frequência quadrimestral. Assim, é possível: i) que os eleitores saibam da saúde financeira dos municípios em que residem com significativa defasagem; e ii) que incumbentes pratiquem manipulações fiscais que levam em conta os diferentes *timings* das eleições e da divulgação das informações fiscais; ou seja, é possível que os custos das manipulações – como maior endividamento ou maior montante de restos a pagar – se tornem conhecidos pelos eleitores apenas depois das eleições – e, depois, que o incumbente já eventualmente conseguiu ser reeleito. Diante disso, uma medida importante seria agilizar a divulgação desses relatórios e/ou aumentar a frequência de sua divulgação, de modo que os eleitores pudessem acompanhar com mais rapidez e menor defasagem temporal tais informações fiscais.

Para além dos pontos mencionados, apesar de ser uma estratégia de adiamento de pagamento de despesas liquidadas sem necessariamente comprometer o resultado fiscal, o aumento do estoque de restos a pagar pelas prefeituras brasileiras pode representar uma fonte de desajustes nas finanças públicas e causar, consequentemente, impactos negativos significativos sobre o ciclo de planejamento fiscal e a realização de políticas públicas de médio e longo prazo. Nesse contexto, é possível inclusive que instrumentos fiscais importantes, como o Plano Plurianual (PPA), se enfraqueçam. Dessa forma, ainda que importantes mudanças relativas à gestão fiscal tenham sido instituídas no país nos anos recentes, é necessário acompanhamento frequente dos diversos indicadores fiscais dos diferentes níveis de governo, de tal forma a garantir que o objetivo das regras existentes seja realmente atingido.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, M. **Restos a pagar e artifícios contábeis**. Nota Técnica. Disponível em: <https://docplayer.com.br/22376109-Nota-tecnica-restos-a-pagar-e-artifcios-contabeis.html>.

ALT, J.; MESQUITA, E. B. de; ROSE, S. Disentangling accountability and competence in elections: evidence from U.S. term limits. **The Journal of Politics**, v. 73, n. 1, p. 171-186, 2011.

ALVES, D. Gastos com saúde: uma análise por domicílios para a cidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 479-493, dez. 2001.

BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How much should we trust differences-in-differences estimates? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 1, p. 249-275, fev. 2004. Disponível em: <http://qje.oxfordjournals.org/content/119/1/249.abstract>.

BESLEY, T.; CASE, A. Does electoral accountability affect economic policy choices? Evidence from gubernatorial term limits. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 3, p. 769-798, 1995.

DALLE NOGARE, C.; RICCIUTI, R. Do term limits affect fiscal policy choices? **European Journal of Political Economy**, v. 27, n. 4, p. 681-692, 2011.

DE HAAN, J.; KLOMP, J. Conditional political budget cycles: a review of recent evidence. **Public Choice**, v. 157, n. 3-4, p. 387-410, 2013.

FERRAZ, C.; FINAN, F. Electoral accountability and corruption: evidence from the audits of local governments. **American Economic Review**, v. 101, n. 4, p. 1274-1311, 2011.

HAGEN, J. von. Fiscal rules, fiscal institutions and fiscal performance. **Economic e Social Review**, v. 33, n. 3, p. 263-284, 2002.

IMBENS, G. W.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs: a guide to practice. **Journal of Econometrics**, v. 142, n. 2, p. 615-635, fev. 2008.

IRWIN, T. **Accounting devices and fiscal illusions**. Washington: IMF, mar. 2012. (Staff Discussion Notes, n. 2012/002).

JOHNSON, J. M.; CRAIN, W. M. Effects of term limits on fiscal performance: evidence from democratic nations. **Public Choice**, v. 119, n. 1-2, p. 73-90, abr. 2004.

KLEIN, F. A.; SAKURAI, S. N. Term limits and political budget cycles at the local level: evidence from a young democracy. **European Journal of Political Economy**, v. 37, p. 21-36, 2015.

MELO, M. A.; PEREIRA, C.; SOUZA, S. Why do some governments resort to creative accounting but not others? Fiscal governance in the Brazilian federation. **International Political Science Review**, v. 35, n. 5, p. 595-612, jul. 2014.

MENDES, C. C.; SOUSA, M. da C. S. de. Demand for locally provided public services within the median voters framework: the case of the Brazilian municipalities. **Applied Economics**, v. 38, n. 3, p. 239-251, 2006.

MILESI-FERRETTI, G. M. Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting. **Journal of Public Economics**, v. 88, n. 1-2, p. 377-394, 2004.

NAKAGUMA, M. Y.; BENDER, S. A emenda da reeleição e a Lei de Responsabilidade Fiscal: impactos sobre ciclos políticos e performance fiscal dos estados (1986-2002). **Economia Aplicada**, v. 10, n. 3, p. 377-397, 2006.

NOVAES, L.; MATTOS, E. O efeito da intenção de reeleição sobre gastos em saúde: uma análise com base no modelo de reputação política. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 30, n. 1, p. 140-158, 2010.

POSNER, P.; BLÖNDAL, J. Democracies and deficits: prospects for fiscal responsibility in democratic nations. **Governance**, v. 25, n. 1, p. 11-34, 2012.

RODRIGUES, L. M. **Partidos, ideologia e composição social**: um estudo das bancadas partidárias na câmara dos deputados. Rio de Janeiro: Centro Edelstein de Pesquisas Sociais, 2009.

ROGOFF, K. Equilibrium political budget cycles. **American Economic Review**, v. 80, n. 1, p. 21-36, 1990.

TER-MINASSIAN, T. Brazil is losing its fiscal policy compass. **Vox Lacea**, 14 jun. 2013. Disponível em: https://vox.lacea.org/?q=deterioration_fiscalpolicy_brazil.

APÊNDICE A

CONSTRUÇÃO DAS *DUMMIES* DE IDEOLOGIA PARTIDÁRIA

Para a construção das *dummies* de ideologia partidária, foi utilizada a classificação realizada por Rodrigues (2009). Assim, foram agrupados como partidos de direita: o antigo Partido Social Democrático (PSD), extinto em 2003; o Partido Social Cristão (PSC); o Partido Social Trabalhista (PST); o Partido Progressista (PP), o antigo Partido Progressista Brasileiro (PPB); o Democratas (DEM), antigo Partido da Frente Liberal (PFL); o Partido da República (PR), fusão do Partido Liberal (PL) e do Partido de Reedificação da Ordem Nacional (Prona); e o Partido Social Liberal (PSL). Os partidos classificados como de esquerda, por sua vez, são: Partido dos Trabalhadores (PT); Partido Democrático Trabalhista (PDT); Partido Socialista Brasileiro (PSB); Partido Comunista do Brasil (PC do B); Partido Popular Socialista (PPS); Partido da Mobilização Nacional (PMN); e Partido Verde (PV).

Os coeficientes associados às *dummies* de partidos de direita e de esquerda têm como referência o grupo formado pelos partidos de centro ou sem ideologia definida. O Partido da Social Democracia Brasileira (PSDB), o Partido do Movimento Democrático Brasileiro (PMDB) e o Partido Trabalhista Brasileiro (PTB) foram classificados por Rodrigues (2009) como de centro. Os demais partidos presentes na amostra (Partido Humanista da Solidariedade – PHS, Partido Republicano Brasileiro – PRB, Partido da Reconstrução Nacional – PRN, Partido Republicano Progressista – PRP, Partido Renovador Trabalhista Brasileiro – PRTB, Partido Social Democrata Cristão – PSDC, Partido Trabalhista do Brasil – PT do B, Partido Trabalhista Cristão – PTC e Partido Trabalhista Nacional – PTN) foram considerados sem ideologia definida.

REFERÊNCIA

RODRIGUES, L. M. **Partidos, ideologia e composição social**: um estudo das bancadas partidárias na Câmara dos Deputados. Rio de Janeiro: Centro Edelstein de Pesquisas Sociais, 2009.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Efeitos marginais dos modelos *Tobit* para estoque de restos a pagar: primeiro *versus* segundo mandato

Efeitos marginais (erro-padrão)	<i>Tobit</i> agrupado	<i>Tobit</i> efeitos aleatórios
Primeiro mandato (β_{PM})	7,11*** (0,89)	7,60*** (0,76)
Ano eleitoral (β_{AE})	-10,46*** (1,41)	-10,26*** (1,13)
Primeiro mandato x ano eleitoral (β_{PMAE})	-0,48 (1,70)	-0,66 (1,35)
Alinhamento com o governo federal	3,11*** (0,83)	4,88*** (0,77)
Alinhamento com o governo estadual	2,92*** (0,70)	-1,00 (0,67)
Direita	-1,47* (0,82)	0,38 (0,83)
Esquerda	2,39*** (0,92)	0,22 (0,93)
Disponibilidade de caixa <i>per capita</i>	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)
Distância PES/RCL da LRF	117,75*** (4,16)	106,43*** (4,23)
População (<i>ln</i>)	-7,17*** (0,36)	-8,19*** (0,79)
PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	4,51*** (0,58)	7,09*** (1,03)
Idosos (%)	37,16** (15,51)	-10,29 (28,63)
População urbana (%)	33,95*** (1,91)	32,23*** (3,83)
<i>Dummy</i> mandato 2005-2008	-8,38*** (1,10)	-7,61*** (0,91)
<i>Dummy</i> mandato 2009-2012	3,65*** (1,16)	5,23*** (1,08)
<i>Dummy</i> mandato 2013-2016	-10,10*** (1,23)	-11,74*** (1,33)
Observações	51.441	51.441

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

3. PES – despesa de pessoal; RCL – receita corrente líquida; e LRF – Lei de Responsabilidade Fiscal.

TABELA B.2
Efeitos marginais dos modelos *Tobit* para estoque de restos a pagar: primeiro versus segundo mandato e tentativa versus não tentativa de reeleição

Efeitos marginais (erro-padrão)	<i>Tobit</i> agrupado	<i>Tobit</i> efeitos aleatórios
Primeiro mandato e tenta reeleição (β_{PMTR})	7,68*** (0,94)	7,69*** (0,79)
Primeiro mandato e não tenta reeleição (β_{PMNTR})	5,70*** (1,16)	6,88*** (1,07)
Ano eleitoral (β_{AE})	-10,47*** (1,41)	-10,27*** (1,13)
Primeiro mandato e tenta reeleição x ano eleitoral (β_{PMTRAE})	1,25 (1,80)	0,96 (1,44)
Primeiro mandato e não tenta reeleição x ano eleitoral ($\beta_{PMNTRAE}$)	-4,65** (2,24)	-4,50** (1,78)
Alinhamento com o governo federal	3,05*** (0,83)	4,84*** (0,77)
Alinhamento com o governo estadual	2,94*** (0,70)	-0,99 (0,67)
Direita	-1,44* (0,82)	0,36 (0,83)
Esquerda	2,33** (0,92)	0,15 (0,93)
Disponibilidade de caixa <i>per capita</i>	0,01*** (0,01)	0,01*** (0,01)
Distância PES/RCL da LRF	118,24*** (4,16)	106,82*** (4,23)
População (<i>ln</i>)	-7,18*** (0,36)	-8,20*** (0,79)
PIB <i>per capita</i> (<i>ln</i>)	4,55*** (0,58)	7,06*** (1,03)
Idosos (%)	38,47** (15,52)	-9,57 (28,63)
População urbana (%)	33,91*** (1,91)	32,27*** (3,83)
<i>Dummy</i> mandato 2005-2008	-8,63*** (1,10)	-7,74*** (0,91)
<i>Dummy</i> mandato 2009-2012	3,52*** (1,16)	5,16*** (1,08)
<i>Dummy</i> mandato 2013-2016	-10,01*** (1,23)	-11,65*** (1,33)
Observações	51.441	51.441

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão clusterizados por município entre parênteses.

2. (***) = estatisticamente significante a 1%; (**) = estatisticamente significante a 5%; (*) = estatisticamente significante a 10%.

Originais submetidos em: out. 2019.

Última versão recebida em: jun. 2021.

Aprovada em: jun. 2021.

FUNÇÃO DE REAÇÃO FISCAL NÃO LINEAR: LIMITE DA DÍVIDA, ESPAÇO FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PARA AS UNIDADES FEDERATIVAS BRASILEIRAS^{1,2}

Jorge Eduardo Macedo Simões³

Roberto Tatiwa Ferreira⁴

Este estudo estima o limite da dívida e o espaço fiscal das Unidades Federativas (UFs) brasileiras, para além do qual, sem mudanças corretivas, a dívida será considerada insustentável. Para isso, dados em painel do período 2000-2016 são utilizados em uma função de reação fiscal que permite fadiga fiscal. Os limites das dívidas das UFs são bastante heterogêneos, variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos produtos internos brutos (PIBs). Os resultados mostram que dezoito das 27 UFs apresentam um hiato fiscal, com destaque negativo para os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo, onde seus estoques de dívida/PIB estão 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente, além do nível de dívida máximo.

Palavras-chave: dívida pública; Unidades Federativas brasileiras; espaço fiscal.

NON-LINEAR TAX REACTION FUNCTION: DEBT LIMIT, FISCAL SPACE AND DEBT SUSTAINABILITY FOR BRAZILIAN FEDERATIVE UNITS

The present study estimates the debt limit and fiscal space of Brazilian states, beyond which, without corrective changes, the debt will be considered unsustainable. For this, panel data for the period between 2000 and 2016 are used in a fiscal reaction function that allows fiscal fatigue. The debt limits of Brazilian federative units are quite heterogeneous, ranging between 0.00% and 23.61%, with an average of 5.46% of their respective GDPs. The results show that 18 of the 27 Brazilian federative units have a fiscal gap, with a negative highlight for the states of Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro and São Paulo, where their debt/GDP stocks are 21.37%, 20.87%, 16.29% and 13.40% respectively beyond the maximum debt level.

Keywords: public debt; Brazilian federative units; fiscal space.

JEL: H63; H70; C33.

1 INTRODUÇÃO

Desde o Programa de Ação Econômica do Governo (Paeg), em 1964, o governo tem se preocupado com a sustentabilidade da dívida pública (Tabosa *et al.*, 2016). Apesar de não ser a principal problemática desse programa, novos instrumentos financeiros que impactaram a dinâmica da dívida brasileira foram criados, entre

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art3>

2. Artigo agraciado com menção honrosa no XXIII Prêmio do Tesouro Nacional de Monografias da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), Escola de Administração Fazendária.

3. Professor adjunto na Faculdade de Ciências Econômicas do Instituto de Estudo em Desenvolvimento Agrário e Regional da Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará (Unifesspa). *E-mail:* jorge.simoese@unifesspa.edu.br.

4. Professor titular do Departamento de Economia Aplicada e do Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). *E-mail:* rtf2@uol.com.br.

eles a emissão de obrigações reajustáveis do Tesouro Nacional, como forma de financiar a dívida pública interna.

A partir da década seguinte, observa-se uma expansão da dívida pública, em virtude das crises do petróleo em 1973 e 1979, além da recessão americana, da crise da dívida externa em 1982 e da falta de acompanhamento e transparência das contas públicas. Ainda nesse período, inicia-se a primeira crise do endividamento dos estados brasileiros, após a moratória da dívida mexicana. Naquele momento, os fluxos de capitais estrangeiros para o país diminuíram bruscamente e as esferas subnacionais de governo não tiveram como honrar seus compromissos externos. O governo federal foi então obrigado a assumir as dívidas dos estados, que eram garantidas pelo Tesouro Nacional (Campos e Ferreira, 2011). De acordo com Giambiagi e Além (2000), esses acontecimentos contribuíram para elevação do déficit primário nacional, de 4,20% do produto interno bruto (PIB), em 1985 e 1986, para 5,80% do PIB em 1989.

Na década de 1990, as Unidades Federativas (UFs) brasileiras voltaram a demandar novas renegociações de dívidas. No período entre 1995⁵ e 1998, os déficits primários estaduais representavam em média 0,40% dos seus respectivos PIBs, enquanto, no mesmo período analisado, o governo federal teve, em média, superávits de 0,30% do PIB. Os governos estaduais alegavam perdas de receitas do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços – ICMS (em média, 0,50% dos PIBs estaduais entre 1994 e 1998), em decorrência da Lei Kandir.⁶

O governo federal adotou medidas para melhorar os resultados fiscais das UF's por meio do Programa de Reestruturação Fiscal e Financeiro.⁷ O Programa de Estabilização Fiscal de 1998 estabeleceu as metas de superávit primário, e a

5. Nesse ano, o Conselho Monetário Nacional (CMN), por intermédio da Resolução nº 162, iniciou a construção do arcabouço legal que levaria às futuras medidas de ajuste fiscal a serem adotadas pelos estados e pelo Distrito Federal. Na ocasião, criou-se o Programa de Apoio à Reestruturação e ao Ajuste Fiscal dos Estados, que visava à implementação de medidas que permitissem alcançar o equilíbrio orçamentário sustentável (Brasil, 2017).

6. Lei Complementar (LC) nº 87, de 13 de setembro de 1996. Dispõe sobre o ICMS, através da desoneração deste tributo de competência estadual sobre as exportações de produtos primários e semielaborados. A medida de isenção fiscal, imposta pelo governo federal mediante esta lei, buscava dar maior competitividade aos produtos brasileiros no mercado internacional (Leitão, Irfi e Linhares, 2012).

7. Lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997. Promoveu uma reforma fiscal nos estados brasileiros com base na venda de ativos estaduais, principalmente das companhias estaduais de distribuição de energia elétrica, na privatização e liquidação dos bancos estaduais e no refinanciamento das dívidas estaduais e municipais (Mora e Giambiagi, 2005). Obedeceu aos parâmetros definidos quando da edição da Resolução nº 162/95, do CMN, que estabeleceu os critérios para a consolidação, a assunção e o refinanciamento, pela União, de diversas dívidas financeiras de responsabilidade de estados e do Distrito Federal, inclusive dívida mobiliária (Brasil, 2017).

Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF)⁸ foi criada para disciplinar os gastos públicos e controlar o endividamento da União, dos estados, do Distrito Federal e dos municípios (Brasil, 2017).

Mesmo com todas essas medidas, a dívida dos governos estaduais expandiu-se em R\$ 111,4 bilhões, entre 2006 e 2011 (Pellegrini, 2012). A partir de 2011, o resultado primário estadual passou de um superávit de 0,62% para um déficit de 0,08% do PIB em 2016. A despesa corrente líquida (DCL) aumentou de 9,24% para 11,52% do PIB, nesse mesmo período.⁹

Diante de uma crise econômica, a receita tributária diminui junto com a atividade econômica. Por sua vez, a redução nos gastos públicos necessária para manter o orçamento equilibrado depende de decisões políticas e leva mais tempo para ser implementada. Todo esse cenário é agravado se as UFs já estiverem muito endividadas. Ademais, vale lembrar que as UFs devem honrar seus compromissos e ainda devem atender às premissas estabelecidas na LRF, entre elas o limite para a razão entre DCL e RCL.

Os resultados fiscais recentes têm motivado intenso debate sobre os caminhos da política fiscal. Com o propósito de conter a evolução da relação dívida/PIB e reduzir a instabilidade da economia atribuída à deterioração das contas públicas, foi aprovada a Emenda Constitucional (EC) nº 95, de 15 de dezembro de 2016, sancionada em 2017, que traz o Novo Regime Fiscal e impõe limites individualizados para as despesas primárias nos próximos dez ou vinte anos (Saraiva *et al.*, 2017).

Ainda em 2016, criou-se a LC nº 156, de 28 de dezembro daquele ano, que alongou as dívidas dos estados e do Distrito Federal com a União por mais vinte anos, diluindo o pagamento do principal, e estabeleceu limites para o crescimento das despesas primárias por dois exercícios financeiros, entre outros pontos.

Entretanto, será que esses limites de crescimento das despesas consideram a real possibilidade das finanças estaduais para acomodar maiores gastos públicos? Diante do exposto, este estudo pretende contribuir com o planejamento fiscal das UFs, respondendo a duas perguntas: i) a UF em análise ainda tem espaço (fiscal)

8. LC nº 101, de 4 de maio de 2000. A LRF é uma norma orçamentária para conter os déficits públicos e o endividamento, que se espelha em normas de países como os Estados Unidos e a Nova Zelândia, com o intuito de se atingir equilíbrio fiscal. A LRF impõe limites para o endividamento público e todos os aspectos de finanças públicas. Ela também delimita os gastos públicos com o endividamento e com pessoal, além de controlar os aspectos orçamentários desde sua elaboração até a sua execução, através de uma ação planejada e transparente. Em relação ao limite de endividamento, a LRF fixa que a DCL não poderia ultrapassar a receita corrente líquida (RCL) na proporção de duas vezes para os estados e o Distrito Federal, e na proporção de 1,2 vez para os municípios.

9. Em que pese a conjuntura econômica desfavorável, impulsionada pela crise financeira mundial, e seus reflexos sobre a arrecadação, o problema das contas públicas estaduais é estrutural e está relacionado ao elevado comprometimento dos orçamentos com gastos obrigatórios, notadamente despesas com pessoal. Dessa forma, momentos de queda de receita, como o iniciado em 2011, se traduzem em elevados déficits (Firjan, 2017).

para a expansão de seus gastos?; e ii) qual o valor máximo da dívida em relação ao PIB para cada UF que não compromete a sua sustentabilidade?

A preocupação com essa problemática decorre do fato de que uma trajetória explosiva (insustentabilidade) da dívida pública produz efeitos negativos, nos âmbitos macro e microeconômico. Nesse sentido, um maior nível de dívida pode afetar a estabilidade dos preços, principalmente se precisar ser monetizada. Pode elevar a taxa de juros no longo prazo e impactar, de forma negativa, o mercado financeiro e as decisões de consumo e investimento dos agentes econômicos (Tabosa *et al.*, 2016). O aumento nos déficits pode ainda reduzir a quantidade ou a eficiência do investimento, provocando uma redução no crescimento econômico (Moss e Chang, 2003).

Este estudo avalia a sustentabilidade da dívida pública das UFs brasileiras, baseado na teoria e na metodologia empírica proposta por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013). De forma específica, são estimados o limite da dívida e o espaço fiscal de cada UF para o período 2016-2020.

Para tanto, funções de reações fiscais das UFs são estimadas para o período 2000-2016. Conjugando o diferencial entre taxas de juros reais e crescimento econômico atuais com os coeficientes estimados das funções de reações fiscais, determinaram-se os limites das dívidas, e, na sequência, através da diferença entre o limite e a dívida atual, calcularam-se os respectivos espaços fiscais para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal.

Depois, a partir da previsão de um conjunto de variáveis,¹⁰ são fornecidas estimativas sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais em três cenários (otimista, mediano e pessimista), sendo estes específicos de cada UF para o período 2017-2020.

Apesar de o referencial teórico já ter sido aplicado aos estados brasileiros por Bastos e Pineda (2013) para o período 2000-2011, a contribuição do estudo para a literatura é tripla. Primeiramente, corrige-se o problema de superestimação do limite da dívida e do espaço fiscal decorrente da suavização das flutuações econômicas. Para isso, utiliza-se o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambos reais, no período atual, sendo a última variável específica de cada UF.

Em segundo lugar, o tamanho do painel mais amplo (2000-2016) capta possíveis impactos da recessão econômica brasileira iniciada no segundo trimestre de 2014, da aceleração da inflação em 2015 e de mudanças na legislação. Em terceiro lugar, são feitas previsões sobre o limite da dívida e o espaço fiscal no

10. Taxa de juros Selic, inflação Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB e DCL.

futuro, em diferentes cenários. Esse exercício e suas informações podem ser utilizados na elaboração dos orçamentos e na administração das dívidas públicas estaduais.

Seguindo-se a esta introdução, a seção 2 apresenta a revisão da literatura sobre o tema, enquanto a seção 3 descreve os dados e a metodologia. Na seção 4, são apresentados os resultados; e na seção 5, as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Na literatura sobre política fiscal, diversos são os trabalhos voltados a testar a hipótese de sustentabilidade da dívida pública via validação da restrição orçamentária do governo. Alguns dos pioneiros nessa área de pesquisa foram Hamilton e Flavin (1986), que utilizaram testes de estacionariedade das séries de resultado fiscal e dívida para verificar se havia sustentabilidade fiscal nos Estados Unidos no período 1960-1984. De acordo com os autores, a sustentabilidade está relacionada à estacionariedade do déficit primário e dos níveis de endividamento.

Trehan e Walsh (1988) superaram alguns aspectos não abordados por Hamilton e Flavin (1986), entre os quais o estoque inicial da dívida. Nessa abordagem, a restrição orçamentária do governo é satisfeita se as séries de gastos (exclusive o pagamento de juros), receitas e dívidas do governo possuem um vetor de cointegração igual a $(1, 1, r)$. Os testes de raiz unitária e de cointegração apontam para conclusões diferentes acerca da sustentabilidade da dívida pública dos Estados Unidos, e os autores atribuíram tal feito ao baixo poder dos testes ou à possibilidade de não estacionariedade da taxa de juros real (TJR).

Wilcox (1989) apresentou uma metodologia para avaliar a sustentabilidade da política fiscal que traz a possibilidade de taxas de juros reais estocásticas. Os resultados da aplicação sugerem que a política fiscal nos Estados Unidos não foi sustentável, contrastando as descobertas de Hamilton e Flavin (1986).

Hakkio e Rush (1991), por sua vez, realizaram testes de cointegração entre receitas e despesas, excluindo juros sobre a dívida, e concluíram que uma condição suficiente para uma política fiscal sustentável é a existência de uma combinação linear entre as variáveis que seja estacionária no longo prazo, isto é, que as séries sejam cointegradas. Tanner e Liu (1994) examinaram a sustentabilidade fiscal a longo prazo do governo dos Estados Unidos, através do teste de cointegração, com a presença de quebra estrutural entre despesas e receitas federais. Os resultados mostraram que a ruptura é significativa e corroboraram as conclusões de Hakkio e Rush (1991).

Uctum e Wickens (2000) analisaram as consequências para a sustentabilidade fiscal da imposição de tetos restritivos sobre os déficits e dívidas. Isso através de um quadro teórico de generalização da restrição orçamentária intertemporal

do governo que permitisse taxas de juros variáveis no tempo, déficits primários endógenos, um horizonte de planejamento finito e mudanças políticas futuras. Os autores mostraram que a estacionariedade do saldo primário com média zero é suficiente para a sustentabilidade fiscal.

Bohn (1998) introduziu uma nova abordagem de sustentabilidade fiscal, adicionando uma dimensão comportamental às avaliações realizadas pelas metodologias de desvio fiscal. Essa abordagem trouxe implicações sobre a forma como as políticas fiscais do país reagiram historicamente ao aumento da dívida pública. Na concepção do autor, a restrição orçamentária intertemporal é atendida se o superávit primário reage positivamente a aumentos da relação dívida/PIB.

Intuitivamente, uma resposta positiva denota que os países elevam o seu excedente primário quando sua dívida aumenta, por exemplo, em virtude de choques como recessões, crises financeiras ou desastres naturais; ou, caso contrário, geram um superávit mais baixo sempre que a dívida esteja a um nível relativamente baixo. Ademais, de acordo com Bohn (2007), a restrição orçamentária intertemporal revela-se satisfeita se as receitas e os gastos são estacionários em diferença para qualquer ordem arbitrária, sem a necessidade de serem cointegrados.

De acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), a posição fiscal de um país é sustentável se a restrição orçamentária intertemporal for satisfeita em todos os momentos, o que significa dizer que a dívida atual tem que ser menor ou igual ao valor descontado dos futuros excedentes primários em todo o período (IMF, 2012). Quando a dívida de um país é considerada sustentável, um espaço adicional para gastos do governo pode ser acomodado sem pôr em perigo a sustentabilidade de sua posição financeira.

Apesar disso, quando a relação da dívida é considerada insustentável, são necessárias políticas para reduzi-la a um nível sustentável, indicando um espaço fiscal limitado ou inexistente. O espaço fiscal, em suma, é entendido como novos alcances de aumentos da dívida pública, sem se prejudicar a sustentabilidade (Bastos e Pineda, 2013).

O conceito de espaço fiscal é medido de diferentes maneiras. Existe um grupo que utiliza a diferença entre o saldo fiscal atual e o saldo estabilizador da dívida de médio prazo para determinar o espaço fiscal ou o ajuste necessário (*gap* fiscal), com base no caminho de dívida projetado para variáveis como o saldo fiscal, a taxa de desconto e as perspectivas macroeconômicas.

O principal ponto positivo da abordagem antes descrita é que, como o conceito de sustentabilidade diz respeito ao futuro, então nela é possível incorporar medidas fiscais anunciadas pelo governo. Por sua vez, seu principal entrave é que suas previsões macroeconômicas tendem a depender de pressupostos *ad hoc*,

e não de modelos formais testáveis. Esta metodologia é comumente utilizada nas publicações do FMI, da Comissão Europeia e de diferentes índices de sustentabilidade, tais como Blanchard *et al.* (2007), Buitert, Corsetti e Roubini (1993) e Auerbach e Gale (2011).

Um segundo grupo – IMF (2003), Abiad e Ostry (2005), Celasun e Kang (2006), Mendoza e Ostry (2008), Ghosh *et al.* (2013) – aponta algumas desvantagens na contribuição seminal de Bohn (1998). Para eles, o autor considera a relação de endividamento infinitamente crescente, desde que seja assegurado por saldos primários infinitamente crescentes, o que implicaria um espaço fiscal potencialmente ilimitado. E isso é claramente irreal, já que, em algum momento, o excedente primário teria que ser tão grande quanto o próprio PIB do país.

Objetivando preencher essa lacuna, o grupo de autores aperfeiçoou a abordagem desenvolvida por Bohn (1998), avaliando a possibilidade de uma relação não linear entre a dívida e o saldo primário. Isso pode ocorrer, por exemplo, quando existe fadiga fiscal, ou seja, quando o país tem dificuldade de gerar saldos primários que assegurem a sustentabilidade quando a dívida está muito elevada (Ghosh *et al.*, 2013).

Nessa direção, o FMI centrou-se na determinação dos limiares da dívida para além dos quais a sustentabilidade pode ser considerada em risco, dado o comportamento fiscal médio; os resultados indicam que uma resposta mais forte do superávit primário para níveis de dívida maiores é encontrada para uma grande amostra de países industrializados (IMF, 2003).

Usando uma versão expandida do conjunto de dados do FMI (IMF, 2003), Abiad e Ostry (2005) refinaram as estimativas da função de reação fiscal, incluindo um conjunto mais rico de variáveis políticas e institucionais dos determinantes da dívida, e calcularam o impacto sobre níveis de dívida sustentável de uma variedade de reformas fiscais e institucionais. Entre os resultados, verifica-se que a resposta do saldo primário à dívida se enfraquece em níveis de dívida mais elevados.

Mendoza e Ostry (2008) examinaram a sustentabilidade fiscal nas economias industriais e emergentes com base em modelos estocásticos de equilíbrio dinâmico. Os seus resultados mostram que as economias emergentes apresentam uma resposta mais forte do superávit primário em relação às variações na dívida e, portanto, convergem para menores índices de dívida média.

Motivado por Bohn (1998; 2007), Ostry *et al.* (2010) contribuíram para a crescente literatura sobre a sustentabilidade da dívida pública, propondo um quadro de determinação do limite da dívida e do espaço fiscal, levando em consideração a possibilidade de fadiga fiscal em uma configuração estocástica para um grande conjunto de economias industrializadas. De acordo com os autores, as funções de

reações fiscais são mais bem caracterizadas por uma função cúbica, na qual, em níveis baixos de dívida, o superávit primário não responde ao aumento da dívida, ao passo que, quando ela atinge cerca de 40% do PIB, há uma resposta positiva do saldo primário. Entretanto, eventualmente, a resposta do saldo primário começa a diminuir à medida que a dívida aumenta.

Utilizando a metodologia desenvolvida por Ostry *et al.* (2010), aplicada a 23 economias avançadas no período 1970-2007, Ghosh *et al.* (2013) demonstraram que, para esse conjunto de países, há evidência empírica de fadiga fiscal. Nesse quadro, a resposta do saldo primário à dívida defasada é não linear, mantendo-se positiva em níveis de dívida moderados, mas tendendo a diminuir quando a dívida atinge cerca de 90% a 100% do PIB. As estimativas do espaço fiscal indicam que ele era limitado ou não disponível para a manobra fiscal na Grécia, na Islândia, na Itália, no Japão e em Portugal, e tinham um amplo espaço para a Austrália, a Coreia e os países nórdicos.

Nerlich e Reuter (2015) analisaram a interação entre regras fiscais e espaço fiscal, bem como sua interação com a política fiscal discricionária e sua prociclicidade. Os autores calcularam o espaço fiscal de acordo com Ghosh *et al.* (2013) para 27 membros da União Europeia para o período 1990-2014, e encontraram fortes evidências de que as regras fiscais estão associadas ao espaço fiscal.

Na literatura brasileira, existem diversos estudos sobre sustentabilidade da dívida pública. Pastore (1995), por exemplo, utilizou testes de raízes unitárias e cointegração seguindo Hakkio e Rush (1991), Bohn (1998) e Trehan e Walsh (1998) para analisar a dinâmica de longo prazo da receita de impostos e gastos do governo. O autor não encontrou evidências de que a restrição orçamentária tenha sido violada.

Tanner (1995) utilizou um modelo de correção de erros para examinar a causalidade temporal de despesas, tributação e indexação real. A evidência mostra que, para o período 1986-1991, a sustentabilidade só foi alcançada porque o governo brasileiro apresentou cláusulas de indexação insuficientemente corrigidas em sua dívida, o que resultou em reduções reais no valor da dívida.

Seguindo Trehan e Walsh (1988), Rocha (1997) testou se o déficit orçamentário segue um processo estocástico estacionário. Os resultados revelam que o critério para constatar se a dívida é consistente com a restrição orçamentária intertemporal do governo incide na rejeição da hipótese de não estacionariedade para o referido processo. Além do mais, a senhoriagem é uma fonte extremamente importante de receita para o governo.

Com a finalidade de avaliar a endogeneidade da senhoriagem e a sustentabilidade da dívida pública brasileira ao longo do tempo, Issler e Lima (2000)

utilizaram testes de raiz unitária e cointegração e dados das contas nacionais no período 1947-1992. Os seus resultados indicaram que o déficit público somente seria sustentável com a adição da senhoriagem na receita do governo, e que há causalidade – no sentido de Granger – entre gastos e impostos.

Luporini (2000) analisou a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965, utilizando dados da dívida mobiliária para o período 1966-2000. Seus resultados indicam que a política fiscal foi sustentável até 1980, mas assumiu uma trajetória insustentável desde então. Posteriormente, o autor, seguindo a contribuição de Bohn (1998), examinou a resposta dos superávits do governo à alteração na razão dívida/PIB para o mesmo período anterior, e reportou que os superávits fiscais não responderam de forma sistemática às variações da razão dívida/PIB, indicando que a política fiscal do governo federal não pode ser considerada sustentável durante o período analisado.

Mediante uma perspectiva de gerenciamento de risco, Garcia e Rigobon (2004) estudaram a dinâmica da dívida pública brasileira, utilizando informações mensais dos estoques de dívida brasileira (interna e externa; bruto e líquido), através de modelos de vetores autorregressivos (VAR). Concluíram que a dívida pública pode apresentar uma trajetória não sustentável na presença de alguns choques adversos, apesar de, na média, a dívida pública apresentar uma trajetória sustentável.

Através de um modelo com efeito não linear e dados da economia brasileira entre 1947 e 1999, Lima e Simonassi (2005) reportaram evidências do fenômeno de estabilização fiscal tardia. Em particular, verificaram que, na ausência de senhoriagem, o governo intervém somente se a variação da relação déficit/PIB superar 1,74%, de modo a tornar o déficit estacionário.

De acordo com Pinton e Mendonça (2009), apesar da postura austera do governo brasileiro no período 1998-2007, a dívida pública pode não ser sustentável. Mendonça, Santos e Sachsida (2009) estimaram uma função de reação fiscal do setor público consolidado brasileiro após o Plano Real, adotando um modelo Markov-switching para lidar com incertezas referentes às possíveis mudanças de regime ocorridas nesse período. Os resultados sugeriram que a política fiscal no Brasil apresentou dois regimes distintos após o Plano Real: o regime pós-2000 caracteriza-se por uma baixa reação do resultado primário a variações na DCL, em contraste com o regime anterior a 2000, no qual a reação do superávit primário a variações na dívida líquida do setor público (DLSP) é bastante evidente.

Simonassi, Arraes e Sena (2014) realizaram um exercício empírico com uma função de reação fiscal para o Brasil no período 1991-2008, por meio de múltiplas quebras estruturais endógenas, seguindo Bai e Perron (1998). Os resultados revelam que, ao longo do período analisado, a política fiscal brasileira mostrou-se sustentável.

Luporini (2015) revisitou a questão da sustentabilidade da política fiscal brasileira, com vistas a avaliar qual a resposta fiscal média do governo brasileiro, e como essa resposta tem variado ao longo do tempo. Utilizando dados mensais e controlando para variações no produto e na participação relativa de títulos indexados, estimou funções de reações sequenciais com uma janela móvel de doze observações. Os resultados indicaram que a política fiscal foi sustentável, com uma resposta média do governo consolidado de 0,0096 ponto percentual (p.p.) no superávit primário para um aumento de 1 p.p. na relação dívida/PIB.

Apesar de a literatura sobre sustentabilidade da dívida no âmbito federal ser ampla, não há, até o momento, muitos estudos para as unidades subnacionais da Federação brasileira. Um dos primeiros trabalhos realizados foi o de Mora e Giambiagi (2005). Com o uso de informações anuais das contas públicas estaduais e da relação estoque da dívida/PIB entre 1998 e 2004, os autores concluíram que a dívida pública era sustentável na maioria dos estados, mas destacaram que os estados de Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo desrespeitaram os limites ao endividamento estipulados pela LRF.

Utilizando testes de raiz unitária, vetores autorregressivos e cointegração em painel aplicado à receita corrente, despesa corrente e juros da dívida anual das UFs brasileiras entre 1986 e 2005, Pereira (2008) analisou o endividamento dos estados brasileiros e do Distrito Federal após a renegociação dos passivos estaduais e a implementação da LRF. O autor concluiu que o esforço fiscal ultrapassou até mesmo as visões mais otimistas, mas que persistia a preocupação sobre as possíveis consequências de um período de baixo crescimento econômico e/ou maior índice de correção monetária, que poderia ocasionar a insustentabilidade da dívida.

Por sua vez, Piancastelli e Boueri (2008) analisaram a evolução da situação financeira dos estados brasileiros e do Distrito Federal dez anos depois da renegociação da dívida com a União. Os autores constataram, por meio da relação dívida/PIB, que a maioria dos estados conseguiu ajustar suas finanças públicas, promovendo assim reformas administrativas com responsabilidade fiscal.

Bastos e Pineda (2013) estimaram o limite da dívida e o espaço fiscal para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, utilizando o referencial teórico Ostry *et al.* (2010) para o período 2000-2011. Os resultados sugerem que, após uma década de consolidação fiscal, vários estados têm espaço fiscal para o endividamento, mas continua a existir a heterogeneidade significativa entre os estados.

Através do teste de raiz unitária de Im, Pesaram e Shin (2003) para dados em painel, Fontenele *et al.* (2015) analisaram o endividamento público das 27 UFs brasileiras no período 2000-2010. Os autores argumentam que, exceto para os estados da região Centro-Oeste, a dívida pública apresentou um comportamento insustentável no período analisado.

Tabosa *et al.* (2016) estimaram uma função de reação fiscal com efeitos limi-
mi-ares para dados em painel. Eles reportam que, em média, não há uma política
fiscal estadual ativa na geração de superávit primário em relação ao aumento da
dívida pública no período 2000-2010.

Caldeira *et al.* (2016) utilizaram dados mensais de dezembro de 2001 a maio
de 2014 e análises de cointegração e de reação fiscal entre resultado primário e dívida
líquida estadual. Seus resultados indicam sustentabilidade da dívida estadual de forma
agregada; contudo, apontam que desafios recentes, como o afrouxamento fiscal e
a redução da atividade econômica, colocam em dúvida a sustentabilidade futura.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 Referencial teórico

A formulação teórica utilizada está diretamente relacionada à restrição orçamentária
intertemporal do governo, que é uma condição de equilíbrio no qual a variação da
dívida pública em $t + 1$ é igual à diferença entre o diferencial entre a taxa de juros
e a taxa de crescimento do PIB multiplicada pelo estoque da dívida no tempo t ,
menos o superávit ou déficit primário no tempo $t + 1$. Ou seja:

$$\Delta d_{t+1} = d_{t+1} - d_t = (r - g)d_t - sdp_{t+1}. \quad (1)$$

Na equação, d é a dívida pública como proporção do PIB; g é a taxa de
crescimento do PIB real, assumida como exógena e constante; sdp é o superávit
(ou déficit) primário em relação ao PIB; e r é a TJR sobre a dívida contraída no
período t e devida no período $t + 1$, assumida como exógena e constante.¹¹

Essa análise parte da premissa de que os governos geralmente se compor-
tam de modo responsável, aumentando o superávit primário em resposta ao
serviço da dívida, a fim de estabilizar a relação dívida/PIB a um nível razoável
(Ghosh *et al.*, 2013). Essa é uma premissa consistente com as de Bohn (2007), que
analisa a dinâmica da dívida dos Estados Unidos, e de Mendoza e Ostry (2008),
que estudam a dívida de um subconjunto de economias industriais e emergentes.

De acordo com Bastos e Pineda (2013), mesmo em uma economia com baixos
níveis de dívida, os seus superávits primários podem não responder ao aumento da
dívida, reduzindo-se os recursos para sua política fiscal. Ghosh *et al.* (2013) argu-
mentam que grandes aumentos nos estoques das dívidas estão associados a choques,

11. Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) assumem que a taxa de juros é endógena e em equilíbrio, constituindo-se
em uma função crescente da probabilidade de inadimplência. Para os estados brasileiros, segundo Bastos e Pineda
(2013), as taxas de juros são exógenas, porque mais de 90% de suas dívidas são com o governo federal, como re-
sultado de várias rodadas de resgates e renegociações de dívidas. A taxa de juros para essas obrigações é fixa, e não
determinada pelo mercado.

portanto, são estabilizados, desde que os governos respondam com disciplina fiscal. No entanto, há um ponto em que a relação dívida/PIB do país e os pagamentos de juros aumentam tanto que os formuladores de política são tentados a desistir. Isso pode acontecer quando a participação da renda nacional no pagamento de impostos se torna muito onerosa. Neste caso, os cortes nos gastos do governo e os aumentos de impostos necessários se tornaram politicamente inviáveis.

A teoria para a determinação do limite de endividamento desenvolvido por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) é motivada por Bohn (1998; 2007). Embora o último autor mostre que uma condição suficiente para que o governo satisfaça sua restrição orçamentária intertemporal é que o saldo primário sempre reaja positivamente à dívida defasada, isso pode ser considerado um critério de sustentabilidade fraco, que não exclui a possibilidade de uma relação dívida/PIB cada vez maior (e, portanto, a necessidade de um superávit primário que eventualmente exceda o PIB).¹² Os primeiros autores sugerem um critério de sustentabilidade mais rigoroso, em que a dívida convirja para alguma proporção finita do PIB. Se o saldo primário é sempre uma proporção constante da dívida atrasada, então uma condição suficiente para essa definição mais rigorosa implica uma capacidade de resposta do saldo primário maior do que o diferencial entre a taxa de crescimento e a taxa de juros.¹³

Com base na abordagem de Bohn (1998; 2007), Ostry *et al.* (2010) propõem a seguinte forma reduzida para a função de reação fiscal do governo:

$$sdp_{t+1} = \mu + f(d_t) + \varepsilon_{t+1}. \quad (2)$$

Na equação, μ captura todos os determinantes sistemáticos do resultado primário, exceto a dívida pública defasada. Seguindo a literatura – por exemplo, os trabalhos de Galí e Perotti (2003), Rodden (2005), Abiad e Ostry (2005), Bohn (2007), Mendoza e Ostry (2008) e Bahl e Bird (2008) –, este estudo utiliza uma série de variáveis, como os hiatos do produto e dos gastos governamentais, para controlar o efeito dos ciclos econômicos e das flutuações temporárias nos gastos do governo, respectivamente. Outras variáveis utilizadas são a taxa de inflação (para controlar possíveis efeitos de um esforço fiscal no combate da alta da taxa de juros) e uma medida de desequilíbrio vertical fiscal – DVF (para o caso de um potencial risco moral, quando a maioria das despesas subnacionais é financiada

12. Bohn (2007) mostra que satisfazer a restrição orçamentária do governo exige apenas que haja algum grau de diferenciação (arbitrariamente elevado, porém finito) em que as séries temporais da relação dívida/PIB se tornam estacionárias, o que está sempre satisfeito nos dados. Por essa razão, ele conclui que esse critério de sustentabilidade baseado em testes de estacionariedade não é interessante, e sugere que examinar a resposta comportamental do saldo primário pode ser uma maneira mais benéfica de estabelecer a sustentabilidade da dívida. Esse procedimento não é aqui adotado.

13. Intuitivamente, a relação dívida/PIB cresce de forma autônoma, a uma taxa dada pelo diferencial entre a taxa de crescimento do produto e a taxa de juros. Se a resposta do saldo primário ao aumento da dívida for mais forte do que este diferencial, o ajuste primário compensará a dinâmica autônoma, e o índice de endividamento convergirá para uma relação finita.

através de transferências). Ainda na equação (2), o termo $f(d)$ é a resposta do equilíbrio primário em relação à dívida defasada, baseada na função de reação do governo assumida como uma função cúbica. Pressupõe-se que os choques no saldo primário, representado por ε_t , são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.).

O equilíbrio do modelo é dado pela interseção entre a restrição orçamentária intertemporal e a função de reação fiscal do governo, garantindo a existência de um limite da dívida¹⁴ sob o qual a relação da dívida em proporção ao PIB se estabiliza. Ghosh *et al.* (2013) definem o limite da dívida como o nível máximo de dívida em que um determinado ente federativo consiga honrar suas obrigações. Os autores mostram ainda que esse limite de dívida é uma função das características estruturais de cada ente federativo e do crescimento do PIB, sendo mensurado pela maior raiz característica da equação a seguir:

$$\mu + f(\bar{d}) = (r^* - g)\bar{d}. \quad (3)$$

Em princípio, o limite da dívida pode variar ao longo do tempo de acordo com a capacidade de pagamento do governo. Essa formulação permite a possibilidade de fadiga fiscal, pela qual o saldo primário, ou seja, o lado esquerdo da equação (3), eventualmente responde mais lentamente ao aumento da dívida. Além disso, à medida que a dívida ultrapassa esse limite, o custo do financiamento dispara, elevando o índice de endividamento.

Uma vez determinado o limite da dívida, calcula-se o espaço fiscal como a diferença entre esse limite da dívida e a dívida atual. Para além dessa diferença, sem medidas extraordinárias,¹⁵ a dívida será considerada insustentável.

$$EF_t = \bar{d} - d_t. \quad (4)$$

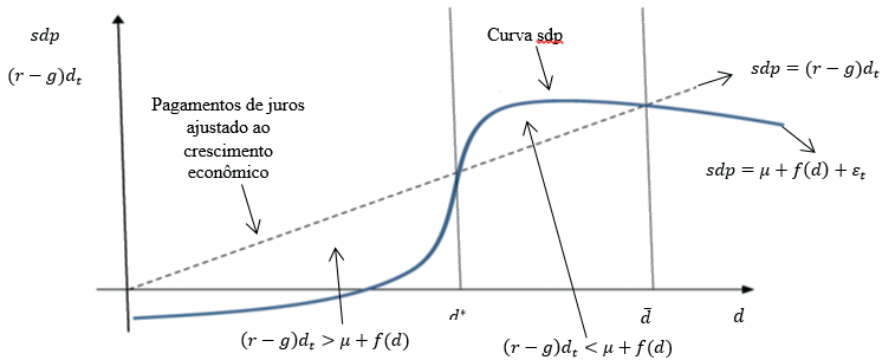
A condição de equilíbrio (3) é ilustrada no gráfico 1. A curva sólida representa a função de reação fiscal cúbica, enquanto a linha pontilhada representa os pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico. Ghosh *et al.* (2013) constataram que, para 23 economias industriais,¹⁶ haverá dois equilíbrios estacionários (ignorando o cruzamento que irá ocorrer em $d < 0$). Entretanto, o número de equilíbrios pode variar entre um e três, dependendo da forma particular de cada função de reação cúbica e dos pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico.

14. O mercado empresta a uma taxa livre de risco até o limite da dívida ser atingido; a partir desse ponto, irá cobrar uma taxa de juros infinita.

15. Como, por exemplo, revisão de dívidas e/ou ampliação do prazo de pagamento.

16. Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Coreia, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido, Estados Unidos.

GRÁFICO 1
Determinação do limite da dívida



Fonte: Bastos e Pineda (2013).

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

O primeiro equilíbrio é dado pela parte inferior da interseção entre $\mu + f(d)$ e $(r-g)d$, denotada por (d^*) ; é a relação da dívida pública para a qual a economia converge condicionalmente¹⁷ (desde que a dívida não cruze o limite \bar{d}). Esse equilíbrio é dinamicamente estável. O segundo equilíbrio estacionário corresponde ao limite da dívida (\bar{d}) implícito pelo modelo, dado pela interseção mais alta entre $\mu + f(d)$ e $(r-g)d$. Exemplificando, suponhamos que a relação de endividamento/PIB de um ente federativo se situe entre (d^*) e (\bar{d}) , o que significa que seu saldo primário é maior que os pagamentos de juros ajustados ao crescimento. O excesso do superávit primário sobre os pagamentos de juros é usado para pagar a dívida até que o ponto d^* seja atingido e o saldo primário seja igual ao pagamento de juros – esse ponto corresponde ao equilíbrio estável.

Por sua vez, se a relação da dívida/PIB de um ente federativo situa-se à direita de (\bar{d}) , ela estará em uma trajetória insustentável. A partir de (\bar{d}) , a curva do saldo primário é permanentemente menor do que o pagamento de juros, o que significa que, por causa da fadiga fiscal, o governo não pode mais aumentar o superávit primário para honrar o pagamento de juros.

Conseqüentemente, o governo tem que contrair empréstimos crescentes apenas para pagar a dívida, ampliando a cunha futura entre os pagamentos de juros e o saldo primário. Como resultado, a sustentabilidade fiscal intertemporal pode

17. A convergência para (d^*) ocorre apenas condicionalmente, porque, se a dívida excedesse (\bar{d}) , então não retornaria para (d^*) . Para além de (\bar{d}) , não há uma taxa de juros finita que compense os credores do risco da inadimplência. Em qualquer ponto à direita do limite da dívida, o saldo primário não é suficiente para cobrir as despesas com juros; reconhecendo isso, os credores exigem uma taxa de juros infinita – deixando o governo efetivamente sem acesso ao crédito –, a dívida dos governos cresce continuamente em direção a caminhos insustentáveis, os governos tornam-se inadimplentes e a sustentabilidade fiscal intertemporal está comprometida.

ser comprometida. Segue-se que a relação dívida/PIB de um ente federativo será sustentável desde que seja inferior a (\bar{d}) . Além disso, o espaço fiscal é a diferença entre o limite (\bar{d}) e o nível da dívida atual (d_t) . Se o nível de dívida atual for superior a (\bar{d}) , então não há espaço fiscal, mas sim um hiato fiscal.

3.2 Base de dados

Neste artigo, são utilizados dados dos estados brasileiros e do Distrito Federal, organizados em um painel balanceado na frequência anual entre 2000 e 2016, compreendendo 459 observações. As variáveis coletadas são as seguintes: DCL, despesas correntes (DC), despesas primárias ($\bar{D}\bar{P}$), receitas correntes (RC), receitas próprias (RP), receitas primárias ($\bar{R}\bar{P}$), obtidas junto da Secretaria do Tesouro Nacional (STN); taxa de inflação (IGP-DI) da Fundação Getulio Vargas (FGV); a taxa de juros Selic (TJS), coletada no Banco Central do Brasil (BCB); e o PIB a preços correntes, de acordo com os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Alguns comentários acerca da utilização desses dados e das variáveis definidas são importantes. Primeiramente, de acordo com o *Manual de demonstrativos fiscais* da STN (Brasil, 2016), a DCL representa o montante da dívida consolidada deduzidas as disponibilidades de caixa, as aplicações financeiras e os demais haveres financeiros.¹⁸ A escolha dessa variável se deu em função da indisponibilidade de informações sobre dívida pública consolidada a partir de 2014, o que inviabilizaria um diagnóstico atualizado do endividamento das UFs. Outro fator que também contribuiu significativamente para escolha dessa variável foi o uso da DCL como um dos indicadores de meta no Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei nº 9.469, de 11 de setembro de 1997), no Programa de Estabilização Fiscal de 1998 e na LRF (LC nº 101, de 4 de maio de 2000).

Por sua vez, o superávit (ou déficit) primário estadual (SDP) é calculado através da diferença entre receitas e despesas primárias. As variáveis DCL e SDP estão expressas como proporções dos respectivos PIBs estaduais. A escolha da taxa de inflação, mensurada pelo IGP-DI com base em 2016, deve-se ao seu uso como indicador oficial de correção monetária das dívidas estaduais na maior parte do período analisado.¹⁹ A TJR foi calculada pela diferença entre a taxa de juros Selic e a inflação medida pelo IGP-DI.

18. O entendimento sobre a composição dos demais haveres financeiros engloba os valores a receber líquidos e certos, como empréstimos e financiamentos concedidos (devidamente deduzidos das respectivas provisões para perdas prováveis reconhecidas nos balanços).

19. De 2000 a 2012. Entre as mudanças efetuadas pela Lei nº 9.496, de 11 de setembro de 1997, destaca-se a aplicação de novos indexadores a partir de 1º de janeiro de 2013, observada a menor das variações acumuladas entre o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) mais 4,00% ao ano (a.a.) e a taxa Selic, em substituição aos encargos contratuais originais, IGP-DI mais juros de 6,00% a 7,50% a.a. para estados e Distrito Federal, e IGP-DI + 9,00% a.a. para os municípios.

A variável referente à taxa de crescimento real dos PIBs das UFs foi construída a partir dos dados do PIB real.²⁰ Os hiatos do produto e das despesas governamentais foram obtidos utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott (HP)²¹ – diferença entre a série real e a potencial. A medida de desequilíbrios verticais fiscais utilizada é dada pela razão entre receitas próprias e correntes.

Com o objetivo de apresentar certas características das séries, a tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas dessas variáveis. Observa-se que a variável saldo primário (SDP) apresenta, em média, superávit de 3,60% dos PIBs estaduais, variando entre um déficit de 2,00% do PIB (Rio Grande do Sul, em 2015) e um superávit de 39,00% do PIB (Roraima, em 2011). No que se refere às DCLs, em média, elas correspondem a 11,59% do PIB das UFs, oscilando entre 0,50% do PIB (Rio Grande do Norte, em 2016) e 38,83% do PIB (Maranhão, em 2000).

A média da taxa de inflação (TI) foi 8,18%. O DVF, calculado através da razão entre receitas próprias e correntes, foi em média 50,51%, com mínimo de 10,00% (Roraima, em 2011) e máxima de 80,00% (São Paulo, em 2011). A TJR da economia brasileira teve como média 6,12%, variando entre 0,53%, em 2012, e 18,00% em 2005. Por seu turno, a taxa de crescimento da economia (G) das UFs teve como média 3,09%, oscilando entre um decréscimo de 18,92% no Distrito Federal, em 2002, e um incremento de 25,62% em Mato Grosso, em 2003.

TABELA 1
Estatística descritiva das séries para as UFs brasileiras (2000-2016)

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>SDP</i>	459	0,0360	0,0339	-0,0200	0,3900
<i>DCL</i>	459	0,1159	0,0833	0,0050	0,3883
<i>TI</i>	459	0,0818	0,0566	-0,0100	0,2600
<i>DVF</i>	459	0,5051	0,1667	0,1000	0,8000
<i>TJR</i>	459	0,0612	0,0596	0,0053	0,1800
<i>G</i>	459	0,0309	0,0739	-0,1892	0,2562

Elaboração dos autores.

A tabela A.1, no apêndice A, mostra a evolução da DCL como proporção da RCL no período recente (2000-2016). De um modo geral, constata-se grande heterogeneidade entre as UFs. Entretanto, um ponto em comum é o aumento da dívida da maioria dos estados a partir de 2011. Em 2016, esta razão atinge patamares

20. Deflacionou-se o PIB estadual corrente pelo IGP-DI, com ano base 2016 = 100.

21. Inicialmente, pretendia-se utilizar o filtro Beveridge e Nelson (1981), tendo em vista existir uma vasta literatura que demonstra que ele é mais robusto comparado ao Hodrick e Prescott (1980). Entretanto, incorreríamos em perdas de graus de liberdade, o que não é plausível, tendo em vista que estamos trabalhando com séries de tempo relativamente curtas (2000-2016), o que justifica a utilização do filtro HP.

extremamente elevados em quatro estados: Rio de Janeiro (233,84% da RCL), Rio Grande do Sul (212,95%), Minas Gerais (203,09%) e São Paulo (175,47%), visto que, nos três primeiros, a dívida já ultrapassou o limite de 200,00% da RCL estipulado pela LRF. Das 27 UFs, 22 encerraram esse mesmo ano com uma relação DCL/RCL inferior a 100,00%.²² Esse quadro das dívidas estaduais foi amenizado por medidas como a imposição de um limite de endividamento,²³ bem como ações de prolongamento dos prazos e redução dos indexadores.²⁴

À primeira vista, com algumas exceções, a crise atual nas finanças públicas estaduais não é explicada por elevados estoques de dívidas contraídas no passado. Um primeiro problema decorre da conjuntura econômica²⁵ desfavorável. A combinação de baixa capacidade de endividamento com elevada rigidez orçamentária fez com que a postergação de despesas via *restos a pagar* fosse a principal fonte de financiamento dos estados (Firjan, 2017).

3.3 Estratégia empírica

A estratégia empírica proposta por Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) é dividida em três etapas: i) estimação da função de reação fiscal do governo; ii) cálculo do diferencial entre as taxas de crescimento e juros; e iii) determinação do limite da dívida e espaço fiscal. Neste trabalho, acrescenta-se a etapa iv) previsão e criação de cenários futuros (otimista, mediano, pessimista) sobre o limite da dívida e o espaço fiscal.

3.3.1 Forma funcional da função de reação fiscal

A forma funcional para a função de reação fiscal do governo descrita em (2) para uma estrutura com dados em painel pode ser expressa da seguinte maneira:

$$SDP_{it} = \beta_0 DCL_{it-1} + \beta_1 DCL_{it-1}^2 + \beta_2 DCL_{it-1}^3 + \beta_3 TI_{it} + \beta_4 DVF_{it} + \beta_5 HIATODES_{it} + \beta_6 HIATOPIB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

22. Rio Grande do Norte, Pará, Amapá, Espírito Santo, Distrito Federal, Paraíba, Tocantins, Roraima, Paraná, Amazonas, Ceará, Maranhão, Mato Grosso, Piauí, Rondônia, Santa Catarina, Bahia, Sergipe, Pernambuco, Acre, Mato Grosso do Sul e Goiás.

23. Após a renegociação das dívidas dos estados com o governo federal no período 1997-2001, os governos estaduais foram submetidos a uma série de restrições no que diz respeito à emissão de títulos, fossem eles domésticos ou externos, precisando da autorização da União para se endividar.

24. A LC nº 148, de 25 de novembro de 2014, trocou o indexador das dívidas renegociadas nos anos de 1990. Em 2015, foi sancionada a LC nº 151, de 5 de agosto daquele ano, que estabeleceu prazos para revisão das dívidas previstas na LC nº 148. Em 2016, criou-se a LC nº 156, de 28 de dezembro, que alongou essas dívidas por mais vinte anos, diluindo o pagamento do principal.

25. Tal conjuntura foi impulsionada pela recessão econômica brasileira, iniciada no segundo trimestre de 2014, que impactou negativamente as receitas próprias estaduais em maior intensidade, devido a desonerações tributárias e às transferências recebidas da União. Por sua vez, o crescimento da inflação, em 2015, pressionou os gastos públicos estaduais que são rígidos e têm forte correlação com o nível de preços da economia.

em que, $SDP_{i,t}$ representa o superávit ou (déficit) primário de cada UF i no período t ; $DCL_{i,t-1}$; $DCL_{i,t-1}^2$; $DCL_{i,t-1}^3$ são as dívidas consolidadas líquidas de cada UF i no tempo $t - 1$, o seu quadrado e cubo, respectivamente. $SDP_{i,t}$; $DCL_{i,t-1}$; $DCL_{i,t-1}^2$; $DCL_{i,t-1}^3$ estão expressas como proporção do PIB. A TI é mensurada pelo IGP-DI. A variável $DVF_{i,t}$ representa o DVF; $HIATODES_{i,t}$ é o hiato das despesas do governo; $HIATOPIB_{i,t}$ é o hiato do PIB, sendo as últimas quatro variáveis de cada UF i no período t e $\varepsilon_{i,t}$ é o choque para o saldo primário, com distribuição independente e identicamente distribuído.

No processo de estimação²⁶ da função de reação fiscal, espera-se um comportamento de fadiga fiscal entre o saldo primário e a dívida defasada. Em outros termos, espera-se que $\beta_0 < 0$, $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Para baixos níveis de dívidas, é esperada uma relação pequena (ou mesmo negativa) entre a dívida defasada e o saldo primário. À medida que a dívida aumenta, o saldo primário deve elevar-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, diminui em níveis de dívidas elevados.²⁷

De acordo com Mendonça, Santos e Sachsida (2009), espera-se que o parâmetro da inflação seja positivo: $\beta_3 > 0$. Em outras palavras, a expectativa é que um aumento da inflação gere um superávit maior no caso em que o Tesouro Nacional atue em cooperação com a autoridade monetária. A relação entre o desequilíbrio fiscal e o saldo primário deve ser inversa, tal que, $\beta_4 < 0$ (Bastos e Pineda, 2013).

Espera-se também uma resposta negativa do saldo primário ao aumento temporário das despesas do governo: $\beta_5 < 0$. E, por fim, um sinal positivo para o parâmetro do hiato do produto, $\beta_6 > 0$ tal que aumentos nesse hiato induzam a acréscimos no saldo primário (Ostry *et al.*, 2010; Ghosh *et al.*, 2013).

3.3.2 Determinação dos pagamentos de juros ajustado ao crescimento econômico

De acordo com Bastos e Pineda (2013), na literatura não existe uma maneira clara de determinação dos pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico, ou seja, $(r_t - g_{it})$. Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013) lançaram mão de duas variantes: a primeira utiliza a média histórica da diferença entre a taxa de juros nominal implícita sobre a dívida pública em relação à taxa de crescimento do PIB nominal. A segunda variante substitui as médias históricas pelas projeções do FMI sobre rendimentos das obrigações, dívida pública a longo prazo e crescimento do PIB.

26. A descrição feita quanto aos sinais esperados para os coeficientes da função fiscal de reação está em concordância com a literatura sobre este tema: Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

27. O segmento inclinado para baixo da função de reação fiscal em níveis de dívida muito elevados é uma característica empírica. Possivelmente, os governos estão correndo com os efeitos da curva de Laffer, à medida que procuram aumentar as receitas; ou então, a tolerância do público para cortes de despesas e aumentos de impostos diminui à medida que os níveis de dívida altos começam a parecer insuperáveis (Ghosh *et al.*, 2013).

Bastos e Pineda (2013) consideram dois valores exógenos e homogêneos para o diferencial, 4,50% e 1,00%. Segundo os autores, o primeiro caso (em média) é mais consistente com a história brasileira entre 2000 e 2011. O segundo caso reflete a TJR recente da economia.

Os métodos antes utilizados para determinar o diferencial ($r_t - g_{it}$) podem superestimar o espaço fiscal, ao se tentar suavizar as flutuações econômicas utilizando-se média histórica, projetada, ou através da homogeneização desse diferencial. Nesse contexto, durante o processo de estimação do limite da dívida e do espaço fiscal, optou-se aqui pela utilização do diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambas reais, no período t , sendo a última variável específica de cada UF ($TJR_t - G_{it}$), durante o processo de estimação do limite da dívida e do espaço fiscal. Esse procedimento busca eliminar os problemas de suavização e homogeneização desse diferencial.

3.3.3 Determinação do limite da dívida e espaço fiscal

Uma extensão da restrição orçamentária intertemporal do governo descrita em (1) para uma estrutura em dados em painel pode ser expressa da seguinte maneira:

$$\Delta DCL_{it} = DCL_{it} - DCL_{it-1} = (TJR_{t-1} - G_{it-1})DCL_{it-1} - SDP_{it}, \quad (6)$$

em que, DCL_{it} é a DCL como proporção ao PIB de cada UF i no período t ; $TJR_{i,t-1}$ é a TJR contraída no período $t - 1$ e devida no período t ; $G_{i,t-1}$ é a taxa de crescimento do PIB real no período $t - 1$ de cada UF i . $TJR_{i,t-1}$ e $G_{i,t-1}$ são assumidas como exógenas; $SDP_{i,t}$ é o superávit (ou déficit) primário em relação ao PIB de cada UF i no período t .

O equilíbrio do modelo é dado pela interseção entre a restrição orçamentária intertemporal (6) e a função de reação fiscal do governo (5), tal que:²⁸

$$(TRJ_i^* - G_i^*)DCL_i = \widehat{\beta}_0 DCL_i + \widehat{\beta}_1 DCL_i^2 + \widehat{\beta}_2 DCL_i^3 + \widehat{\beta}_3 TI_{it} + \widehat{\beta}_4 DVF_{it} + \widehat{\beta}_5 HIATODES_{it} + \widehat{\beta}_6 HIATOPIB_{it}, \quad (7)$$

considerando:

$$\mu = \widehat{\beta}_3 TI_{it} + \widehat{\beta}_4 DVF_{it} + \widehat{\beta}_5 HIATODES_{it} + \widehat{\beta}_6 HIATOPIB_{it}, \quad (8)$$

e substituindo (8) em (7), temos que:

$$(G_i^* - TJR_i^* + \widehat{\beta}_0)DCL_i + \widehat{\beta}_1 DCL_i^2 + \widehat{\beta}_2 DCL_i^3 + \mu = 0. \quad (9)$$

Nesse modelo, o limite da dívida (\bar{d}) é dado pela maior raiz do polinômio em (9). Vale ressaltar que esse problema deve ser resolvido para cada UF em análise.

28. $(TRJ_i^* - G_i^*)$ são os pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico de equilíbrio. Ambas as variáveis são reais, no período t , sendo a última variável específica de cada UF.

Uma vez calculado o limite da dívida (\bar{d}_i) para cada UF i , o seu respectivo espaço fiscal (EF_{it}) é dado pela diferença entre o limite da dívida (\bar{d}_i) e a dívida no período t (d_{it}).

$$EF_{it} = \bar{d}_i - d_{it}. \quad (10)$$

Cenários futuros do limite da dívida e espaço fiscal

Um dos objetivos específicos deste estudo consiste em criar cenários futuros sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais. Para tanto, faz-se necessária a previsão de um conjunto de variáveis, tais como taxa de juros Selic, inflação (IGP-DI), receitas correntes e próprias, despesas correntes, PIB e DCL. Neste estudo, as previsões são realizadas utilizando-se modelos univariados autorregressivos de primeira ordem AR(1), de acordo com a metodologia de Box e Jenkins (1978).²⁹

A partir dessas previsões, são fornecidas estimativas empíricas sobre os limites das dívidas e seus respectivos espaços fiscais em três cenários (otimista, mediano e pessimista), sendo estes específicos de cada UF para o período 2017-2020. O método de construção dos cenários³⁰ é detalhado na tabela 2.

TABELA 2
Método de construção dos cenários da dívida

Variáveis	Otimista		Mediano		Pessimista	
	Condição	Construção	Condição	Construção	Condição	Construção
<i>DCL</i>	Baixa	Previsão AR(1)-2%	Mediano	Previsão AR(1)	Alta	Previsão AR(1)+2%
<i>TI</i>	Alta	Previsão AR(1)+2%	Mediano	Previsão AR(1)	Baixa	Previsão AR(1)-2%
<i>DVF</i>	Baixo	Previsão AR(1)-2%	Mediano	Previsão AR(1)	Alto	Previsão AR(1)+2%
<i>HIATODES</i>	Baixo	Previsão AR(1)-2%	Mediano	Previsão AR(1)	Alto	Previsão AR(1)+2%
<i>HIATOPIB</i>	Alto	Previsão AR(1)+2%	Mediano	Previsão AR(1)	Baixo	Previsão AR(1)-2%
<i>TJR</i>	Baixa	Previsão AR(1)-2%	Mediano	Previsão AR(1)	Alta	Previsão AR(1)+2%
<i>G</i>	Alto	Previsão AR(1)+2%	Mediano	Previsão AR(1)	Baixo	Previsão AR(1)-2%

Elaboração dos autores.

29. Em virtude da sua simplicidade e da qualidade de suas previsões, os modelos univariados são usualmente utilizados como *benchmarks* em estudos sobre previsão (Stock e Watson, 1999; Atkeson e Ohanian, 2001; Arruda, Ferreira e Castelar, 2011).

30. A condição das variáveis em cada cenário foi determinada com base no sinal dos coeficientes da função de reação fiscal.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste estudo, a estrutura econométrica consiste na análise de painel balanceado tomando-se com unidade de observação os estados brasileiros e o Distrito Federal entre 2000 e 2016, o que resulta em uma amostra com 459 observações.

Inicialmente, com o intuito de verificar a correta especificação do modelo,³¹ são realizados os testes de Pesaran (2004) de dependência *cross-sectional*; Wooldridge (1991), para autocorrelação; Wald modificado, seguindo Greene (2000), para heterocedasticidade; e Hausman (1978), para definição de efeitos fixos ou aleatórios.

Um problema frequente nos estudos econômicos em painel é a possível dependência entre os erros das diferentes unidades econômicas da amostra. No caso deste estudo, uma crise nacional ou um choque internacional, por exemplo, podem gerar um comovimento nas perturbações das UFs. Por sua vez, esse movimento em comum não esperado nas UFs pode ser responsável por uma covariância não nula entre os erros das equações de diferentes UFs.

A maioria dos estimadores, entretanto, pressupõe que não existe dependência *cross-sectional*; assim, caso sejam usados, incorre-se no risco de se obterem resultados não confiáveis. Para evitar esse problema, realiza-se o teste de Pesaran (2004), que verifica a hipótese nula de independência *cross-sectional*, através da correlação cruzada dos resíduos.

Os resultados desse teste, apresentados na tabela 3, indicam ausência de fatores comuns não observados em cada período; ou seja, não existe dependência *cross-sectional* ao nível de significância de 5%, de tal forma que não há inconsistência dos estimadores e viés dos seus respectivos erros-padrões.

Posteriormente, implementa-se o teste de correlação serial dos erros idiossincráticos no modelo de painel linear discutido por Wooldridge (1991). De acordo com os resultados da tabela 3, a hipótese nula de que não existe autocorrelação serial não é rejeitada ao nível de significância de 5%. Portanto, nenhum tratamento para esse tipo de problema precisa ser utilizado.

Na sequência, realizou-se o teste de Wald modificado, seguindo Greene (2000), para se testar a hipótese nula de erros homocedásticos contra a hipótese alternativa de heterocedasticidade. Os resultados da tabela 3 mostram que essa hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

31. Os resultados serão analisados utilizando-se o padrão de 5% de significância.

TABELA 3
Testes de especificação

Testes de especificação	
Teste Pesaran de dependência <i>cross-sectional</i>	
Teste CD = 0,2780	
Prob. = 0,7891	
Teste Wooldridge para autocorrelação em dados em painel	
F(1, 26) = 4,1530	
Prob > F = 0,0519	
Teste de Wald modificado para heterocedasticidade	
Chi2 (27) = 2.631,0300	
Prob>chi2 = 0,0000	
Tese de Hausman para efeitos fixos ou aleatórios	
Chi2 (5) = 0,25	
Prob>chi2 = 0,9985	

Elaboração dos autores.

No processo de estimação de dados em painel, pode-se utilizar o método de efeitos fixos (FE) ou efeitos aleatórios (RE). Para a definição de qual dos modelos se deve adotar, aplica-se o teste de Hausman, que busca comparar a eficiência entre os dois modelos. A hipótese nula de que não há correlação entre ε_{it} e as variáveis explicativas do modelo RE, ou seja, de que o modelo adotado é consistente e as variações nos coeficientes não se apresentam de forma sistemática. Assim, rejeitada a hipótese nula, o modelo FE é mais consistente que o RE.

A estatística do teste de Hausman $\chi^2(5) = 0,25$, com $\text{Prob}>\text{chi}2 = 0,9985$, não rejeita a hipótese nula ao nível de 5% e, portanto, opta-se pela de RE. Assim, em função dos resultados dos testes antes citados, o método de estimação utilizado é o de mínimos quadrados generalizados factíveis (MQGF) para efeitos aleatórios, corrigindo-se a presença de heterocedasticidade.

Os resultados da tabela 4³² mostram que os coeficientes $(\beta_0, \beta_1, \beta_2)$ apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significantes. Esses resultados evidenciam uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada para os estados brasileiros, tal como encontrado por Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

32. Foram realizadas análises para verificar a possibilidade de endogeneidade das variáveis DV_F, hiato das despesas do governo e hiato do produto. As estimativas dos parâmetros e suas significâncias estatísticas não se alteram. Esses resultados permanecem mesmo quando o modelo é estimado com essas variáveis defasadas em um período.

TABELA 4
Resultado das estimativas da função de reação fiscal das UFs brasileiras (2000-2016)

Coefficientes por regressores	Coefficientes estimados	Desvios-padrão
β_0	-0,2344*	0,0826
β_1	1,3277**	0,5346
β_2	-2,5008*	0,9729
β_3	0,9224*	0,0640
β_4	-0,1042*	0,0066
β_5	-2,30E-13*	7,88E-14
β_6	1,40E-14	3,48E-14

Elaboração dos autores.

Obs.: A variável dependente é o saldo primário das UFs. As variáveis *dummies* de tempo, omitidas na tabela, foram todas estatisticamente significativas: (*) significante a 1%; (**) significante a 5%; (***) significante a 10%. Os resultados são obtidos pelo método dos MQGF para efeitos aleatórios, corrigindo-se a presença de heterocedasticidade.

Assim como nos trabalhos de Mendonça, Santos e Sachsida (2009), Ostry *et al.* (2010) e Ghosh *et al.* (2013), o coeficiente referente à taxa de inflação (β_3) apresenta sinal positivo, como esperado, e estatisticamente significativo. Portanto, um aumento da inflação gera um superávit maior no caso em que o Tesouro Nacional atua em cooperação com a autoridade monetária.

O parâmetro do desequilíbrio vertical fiscal (β_4) tem sinal negativo e significativo, como esperado.³³ O coeficiente que mede a resposta do saldo primário ao aumento temporário das despesas do governo (β_5) apresenta sinal esperado³⁴ e significativo. Ou seja, quando as despesas crescem menos (ou mais) que sua tendência, o SDP aumenta (ou diminui). Por fim, o coeficiente (β_6), não foi estatisticamente significativo.

A validação empírica da função de reação fiscal cúbica indica que o limite da dívida pode ser calculado tal como em Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013). A tabela 5 apresenta o diferencial entre a taxa de juros e o crescimento econômico, ($TJR_t - G_{it}$), limite da dívida (\bar{d}_t , a última observação da relação dívida/PIB (d_{it}) e o espaço fiscal (EF_{it}).

Os resultados para o ano de 2016 revelam uma grande heterogeneidade entre as UFs brasileiras, com (\bar{d}_t) variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de

33. Esse resultado é condizente com o encontrado por Bastos e Pineda (2013). Segundo esses autores, uma maneira de racionalizar tal resultado é considerar que esses estados estão mais desenvolvidos e já possuem níveis relativamente altos de receitas próprias. Como efeito, eles já estariam mais próximos do lado direito da curva de Laffer, de modo que o aumento de impostos estaduais seria mais difícil. Alternativamente, também se poderia esperar que esses estados tendem a enfrentar desafios mais complexo ao lidar com grandes grupos de gastos, como educação e saúde.

34. Esse resultado está de acordo com o encontrado por Ostry *et al.* (2010), Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013).

5,46% dos respectivos PIBs. Isso significa que as UFs podem comprometer em média 5,46% dos seus PIBs com dívidas.

Em alguns casos (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Goiás, Mato Grosso do Sul), dado o diferencial entre taxas de juros reais e crescimento econômico, o limite da dívida³⁵ é 0,00% dos respectivos PIBs; ou seja, esses estados já atingiram e/ou ultrapassaram os limites máximos de dívidas em que conseguiriam honrar suas obrigações. Logo, as dinâmicas de suas dívidas já se encontram em trajetórias insustentáveis. Vale ressaltar que, em 2016, os seis estados citados estavam entre os sete mais endividados.

Porsua vez, nove³⁶ das 27 UFs apresentaram limite da dívida acima da média estadual, com destaque para os estados do Amapá, de Roraima e do Acre, que obtiveram limite da dívida da ordem de 23,60%, 20,35%, 19,67% dos respectivos PIBs. De um modo geral, esses estados destacados reduziram seus estoques de dívidas após a implantação do Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira, do Programa de Estabilização Fiscal de 1998 e da LRF.

TABELA 5
Limite da dívida e espaço fiscal das UFs brasileiras (2016)
(Em % PIB)

UF	$TJR_t - G_{it}$	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}
Acre	14,29	19,67	24,30	-4,64
Alagoas	14,20	7,26	19,42	-12,16
Amazonas	14,29	4,28	5,41	-1,13
Amapá	14,27	23,61	5,29	18,32
Bahia	14,17	2,17	7,23	-5,05
Ceará	14,27	2,56	6,25	-3,69
Distrito Federal	14,20	3,41	3,04	0,36
Espírito Santo	14,44	0,40	2,48	-2,07
Goiás	14,22	0,00	11,22	-11,22
Maranhão	14,28	7,70	7,19	0,51
Minas Gerais	14,24	0,00	21,37	-21,37
Mato Grosso	14,31	0,00	9,29	-9,29
Mato Grosso do Sul	14,44	1,00	5,53	-4,53
Pará	14,40	4,04	1,36	2,68

(Continua)

35. Nesses estados, a convergência é alcançada em \bar{d}_t negativos, evidenciando o fato de que há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável. Para essa análise, assim como em Ghosh *et al.* (2013) e Bastos e Pineda (2013), ignoram-se os casos em que $\bar{d}_t < 0$; diante do exposto, a resposta do saldo primário ao aumento da dívida será no mínimo igual a zero.

36. Amapá, Roraima, Acre, Tocantins, Maranhão, Piauí, Alagoas, Sergipe e Rondônia.

(Continuação)

UF	$TJR_t - G_{it}$	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}
Paraíba	14,24	5,22	5,11	0,11
Pernambuco	14,26	2,10	8,26	-6,16
Piauí	14,38	7,44	9,21	-1,77
Paraná	14,27	4,39	3,86	0,53
Rio de Janeiro	14,20	0,00	16,29	-16,29
Rio Grande do Norte	14,21	3,98	0,50	3,48
Rondônia	14,26	6,43	9,68	-3,25
Roraima	14,25	20,35	12,21	8,14
Rio Grande do Sul	14,23	0,00	20,87	-20,87
Santa Catarina	14,25	1,93	4,29	-2,37
Sergipe	14,24	6,61	11,08	-4,47
São Paulo	14,16	0,00	13,40	-13,40
Tocantins	14,27	12,84	9,32	3,52
Média	14,27	5,46	9,39	-3,93

Elaboração dos autores.

Obs.: $TJR_t - G_{it}$ é o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambas reais, no período de tempo t , sendo a última variável específica de cada UF; d_{it} é a última observação da DCL como proporção do PIB; \bar{d}_t é o limite da dívida, acima do qual a dívida cresce sem limite, dado o comportamento histórico do saldo primário; 0,0000 indica que, dado os coeficientes estimados da função de reação fiscal e o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a convergência é alcançada em um \bar{d}_t negativo. Nesse caso, há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável. EF_{it} é o espaço fiscal de cada UF, calculado como a diferença entre \bar{d}_t e d_{it} .

Entretanto, no Acre, os esforços fiscais durante o período analisado não foram suficientes para garantir a existência de um espaço fiscal. Seu estoque de dívida/PIB está 4,64% além do limite máximo.

Novamente os estados de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo aparecem como destaques negativos. Seus estoques de dívida/PIB naquele ano estavam, respectivamente, em 21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40% além das suas capacidades de pagamentos.

Esse resultado pode ser interpretado em termos da análise gráfica, como evidenciado no gráfico 1. Em função da fadiga fiscal, qualquer ponto além de (\bar{d}) , mostra que a dívida dos governos estaduais cresce continuamente, em uma trajetória insustentável.

Em contrapartida, mais uma vez, os estados do Amapá (18,32%) e de Roraima (8,14%), juntamente com Tocantins (3,52%), ocupam os três primeiros lugares no *ranking* de geração de espaço fiscal. Nesses estados, a relação de endividamento/PIB situa-se aquém de (\bar{d}) , o que significa dizer que seus saldos primários são maiores que os pagamentos de juros ajustados ao crescimento econômico.

As perspectivas para os anos seguintes (2017-2020) não se mostravam favoráveis, com o limite da dívida, em termos médios, variando, de um cenário otimista

(9,62%, 8,90%, 8,75%, 8,65%) a um pessimista (7,62%, 6,95%, 6,77%, 6,58%), passando por um cenário mediano (8,54%, 7,91%, 7,73%, 7,61%).

Com exceção do cenário otimista, em que, em média, os estados apresentaram espaços fiscais positivos, mesmo que pequenos (0,78%, 0,25%, 0,22%, 0,20%), nos demais os resultados são hiatos fiscais entre 0,50%, 0,92%, 0,97%, 1,91%, no cenário mediano, e 1,58%, 2,06%, 2,11%, 2,34%, no cenário pessimista.

Vale ressaltar que, em todos os cenários, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo e Goiás apresentaram uma trajetória insustentável da dívida pública. Por sua vez, o destaque positivo vai para Roraima, Amapá, Tocantins e Amazonas, que apresentaram espaços fiscais positivos em todos os cenários criados (tabelas A.2, A.3 e A.4).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo contribui para a literatura sobre sustentabilidade da dívida pública ao estimar quão alta pode ser a dívida pública das UFs brasileiras, sem que estas comprometam a sustentabilidade de suas dívidas. Além disso, cria cenários futuros de 2017 a 2020 para os limites das dívidas e o espaço fiscal de cada UF.

A fim de alcançar os objetivos, utilizam-se dados em painel entre 2000 e 2016. O painel é balanceado, tomando-se como unidade de observação os estados brasileiros e o Distrito Federal, totalizando uma amostra de 459 observações.

Os resultados empíricos evidenciam que existe uma relação cúbica entre o superávit primário e a dívida pública defasada. Esse resultado corrobora o encontrado por Ostry *et al.* (2010) para um conjunto de economias industriais, Ghosh *et al.* (2013) para um conjunto de 23 economias desenvolvidas, e Bastos e Pineda (2013) para os estados brasileiros no período 2000-2011.

A função cúbica utilizada na forma funcional da equação de reação do excedente primário indica que, para baixos níveis de dívida, há uma pequena resposta em termos de elevação do superávit. À medida que a dívida aumenta, o saldo primário eleva-se, mas a capacidade de resposta acaba se enfraquecendo e, em seguida, chega eventualmente a um ponto de fadiga fiscal, em que a reação se torna negativa a níveis de dívida muito altos.

Os resultados sobre o limite da dívida são bastante heterogêneos, variando entre 0,00% e 23,61%, com uma média de 5,46% dos respectivos PIBs. Ou seja, as UFs podem comprometer em média 5,46% dos seus PIBs com dívidas.

Vale destacar que, em seis estados brasileiros (Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, São Paulo, Goiás e Mato Grosso do Sul), o limite das dívidas

é 0,00% dos respectivos PIBs. Ou seja, esses estados já chegaram aos limites máximos de dívidas. Logo, nesses casos, as dinâmicas das dívidas já se encontram em trajetórias insustentáveis.

Por sua vez, nove das 27 UFs apresentaram limites das dívidas acima da média estadual, com destaque para Amapá, Roraima e Acre, que obtiveram limites da dívida da ordem de 23,60%, 20,35% e 19,67% dos respectivos PIBs.

Os resultados dos espaços fiscais, por sua vez, revelam que, já em 2016, das 27 UFs, dezoito apresentaram espaços fiscais negativos, ou seja, havia um hiato fiscal, em virtude de os seus estoques de dívida/PIB atuais já terem ultrapassado os níveis de dívidas máximas. Em 2016, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo apresentaram estoques de dívida/PIB (21,37%, 20,87%, 16,29% e 13,40%, respectivamente) além do limite máximo. Por seu turno, Amapá (18,32%) e Roraima (8,14%), juntamente com Tocantins (3,52%), ocupam os três primeiros lugares no *ranking* de geração de espaço fiscal.

As perspectivas para os quatro anos seguintes (2017-2020) não eram favoráveis, com exceção dos resultados no cenário otimista. Os demais cenários (mediano e pessimista) apontam uma possível trajetória insustentável das dívidas de alguns estados brasileiros.

Como tal, as dificuldades financeiras enfrentadas por esses estados recentemente não devem vir como uma surpresa, porque, como indicado pelos resultados, com base no histórico do comportamento fiscal e nos valores atuais do diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a relação dívida/PIB segue trajetórias insustentáveis.

Por fim, diante do atual cenário de elevada rigidez orçamentária, os fatores que contribuem para identificar melhorias estruturais podem ajudar a colocar a dinâmica das dívidas de volta em um caminho sustentável. A retomada do crescimento econômico é um importante fator para reduzir os problemas da crise fiscal enfrentada pela maioria das UFs brasileiras.

REFERÊNCIAS

- ABIAD, A.; OSTRY, J. D. **Primary surpluses and sustainable debt levels in emerging market countries**. Washington: IMF, 2005. (Policy Discussion Paper, n. 5/6).
- ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Philips para a previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.

ATKESON, A.; OHANION, L. E. Are Phillips curves useful for forecasting inflation? **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, v. 25, n. 1, p. 2-11, 2001.

AUERBACH, A. J.; GALE, W. G. **Tempting fate**: the federal budget outlook. Washington: Brookings Institution, 2011.

BAHL, R.; BIRD, R. M. Subnational taxes in developing countries: the way forward. **Public and Budgeting Finance**, v. 28, n. 4, p. 1-25, 2008.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, v. 66, n. 1, p. 47-78, 1998.

BASTOS, F.; PINEDA, E. **Fiscal space of Brazilian states**. Washington: IDB, 2013. (Discussion Paper, n. 310).

BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'. **Journal of Monetary Economics**, v. 7, n. 2, p. 151-174, 1981.

BLANCHARD, C. M. *et al.* Ethnicity as a moderator of the theory of planned behavior and physical activity in college students. **Research Quarterly for Exercise and Sport**, v. 78, n. 5, p. 531-541, 2007.

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

BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 7, p. 1837-1847, 2007.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. **Time series analysis**: forecasting and control. São Francisco: Holden-Day, 1978.

BRASIL. **Manual de demonstrativos fiscais**: aplicado à União e aos estados, Distrito Federal e municípios. Brasília: STN, 2016.

BRASIL. **Programa de Reestruturação e de Ajuste Fiscal**. Brasília: STN, 2017.

BUITER, W.; CORSETTI, G.; ROUBINI, N. Excessive deficits: sense and non-sense in the Treaty of Maastricht. **Economic Policy**, v. 8, n. 16, p. 57-100, 1993.

CALDEIRA, A. A. *et al.* Sustentabilidade da dívida estadual brasileira: uma análise da relação dívida líquida e resultado primário. **Revista de Administração Pública**, v. 50, n. 2, p. 285-306, 2016.

CAMPOS, R. H. da C.; FERREIRA, R. T. Sustentabilidade fiscal dos municípios do estado do Ceará. *In: ECONOMIA DO CEARÁ EM DEBATE*, 7., 2011, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza, 2011.

CELASUN, O.; KANG, J. S. **On the properties of various estimators for fiscal reaction functions**. Washington: IMF, 2006. (Working Paper, n. 6/182).

FIRJAN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **A situação fiscal dos estados brasileiros**. Rio de Janeiro: Firjan, abr. 2017.

FONTENELE, A. L. *et al.* Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros. **Revista Ciências Administrativas**, v. 21, n. 2, p. 621-638, 2015.

GALÍ, J.; PEROTTI, R. Fiscal policy and monetary integration in Europe. **Economic Policy**, v. 18, n. 37, p. 533-572, 2003.

GARCIA, M.; RIGOBON, F. **A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to Brazilian data**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, 2004. (Working Paper, n. 10336).

GHOSH, A. R. *et al.* Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. **The Economic Journal**, v. 123, n. 566, p. F4-F30, 2013.

GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A. C. D. de. **Finanças públicas: teoria e prática no Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2000.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 4. ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 2000.

HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Is the budget deficit “too large”? **Economic Inquiry**, v. 29, n. 3, p. 429-445, 1991.

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

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. **Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation**. Pittsburgh: Carnegie Mellon University, 1980. (Discussion Paper).

HAUSMAN, J. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1913827>.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7).

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Public debt in emerging markets**. Washington: IMF, 2003. (World Economic Outlook).

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Fiscal monitor: balancing fiscal policy risks.** Washington: IMF, 2012.

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, n. 1, p. 131-147, 2000.

LEITÃO, A.; IRFFI, G.; LINHARES, F. Avaliação dos efeitos da Lei Kandir sobre a arrecadação de ICMS no estado do Ceará. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 39, p. 37-63, 2012.

LIMA, L. R.; SIMONASSI, A. G. Dinâmica não-linear e sustentabilidade da dívida pública brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 35, n. 2, p. 227-244, 2005.

LUPORINI, V. Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence. **Revista Brasileira de Economia**, v. 54, n. 2, p. 201-226, 2000.

LUPORINI, V. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 2, p. 437-458, 2015.

MENDONÇA, M. J. C. de; SANTOS, C. H. M. dos; SACHSIDA, A. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 873-894, 2009.

MENDOZA, E. G.; OSTRY, J. D. International evidence on fiscal solvency: is fiscal policy “responsible”? **Journal of Monetary Economics**, v. 55, n. 6, p. 1081-1093, 2008.

MORA, M.; GIAMBIAGI, F. **Federalismo e endividamento subnacional: uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual e municipal.** Rio de Janeiro: Ipea, dez. 2005. (Texto para Discussão, n. 1142).

MOSS, T. J.; CHANG, H. S. **The other costs of high debt in poor countries: growth, policy dynamics, and institutions.** Washington: Center for Global Development, 2003. (Issue Paper on Debt Sustainability, n. 3).

NERLICH, C.; REUTER, W. H. **Fiscal rules, fiscal space and their macroeconomic effects.** Frankfurt am Main: European Central Bank, 2015. (Working Paper, n. 1872).

OSTRY, J. D. *et al.* **Fiscal space.** Washington: IMF, 2010. (Staff Position Note, n. 10/11).

PASTORE, A. C. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriaagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. **Revista de Econometria**, v. 14, n. 2, p. 177-234, 1995.

PELLEGRINI, J. A. **Dívida estadual**. Brasília: Núcleos de Estudos e Pesquisas do Senado, 2012. (Texto para Discussão, n. 110). Disponível em: <https://www12.senado.leg.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td-110-divida-estadual>.

PEREIRA, J. G. M. A. **Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros**. 2008. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

PESARAN, M. H. **General diagnostic tests for cross section dependence in panels**. Cambridge, Estados Unidos: University of Cambridge, 2004. (Working Papers in Economics, n. 435).

PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R. **Dívida dos estados 10 anos depois**. Rio de Janeiro: Ipea, dez. 2008. (Texto para Discussão, n. 1366).

PINTON, O. V. F.; MENDONÇA, H. F. de. Impulso fiscal e sustentabilidade da dívida pública: uma análise da política fiscal brasileira. *In*: BRASIL. Ministério da Fazenda. **XIII Prêmio Tesouro Nacional**: concurso de monografias em finanças públicas. Brasília: MFAZ, 2009. p. 70-105.

ROCHA, F. Long-run limits on the Brazilian government debt. **Revista Brasileira de Economia**, v. 51, n. 4, p. 447-470, 1997.

RODDEN, J. A. **Hamilton's paradox**: the promise and perils of fiscal federalism. Boston: Cambridge University Press, 2005.

SARAIVA, F. A. M. *et al.* **Reformas fiscais no Brasil**: uma análise da EC nº 95/2016 (Teto de Gastos). Fortaleza: UFC, 2017. (Série Estudos Econômicos – Caen, n. 18).

SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A.; SENA, A. M. C. Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil. **EconomiA**, v. 15, n. 1, p. 68-81, 2014.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Forecasting inflation**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, 1999. (Working Paper, n. 7023).

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.

TANNER, E. Intertemporal solvency and indexed debt: evidence from Brazil, 1976-1991. **Journal of International Money and Finance**, v. 14, n. 4, p. 549-573, 1995.

TANNER, E.; LIU, P. Is the budget deficit too large? Some further evidence. **Economic Inquiry**, n. 32, n. 3, p. 511-518, 1994.

TREHAN, B.; WALSH, C. E. Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 21, n. 2-3, p. 425-444, 1988.

UCTUM, M.; WICKENS, M. Debt and deficit ceilings, and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 62, n. 2, p. 197-222, 2000.

WILCOX, D. W. The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 21, n. 3, p. 291-306, 1989.

WOOLDRIDGE, J. M. Specification testing and quasi-maximum-likelihood estimation. **Journal of Econometrics**, v. 48, n. 1-2, p. 29-55, 1991.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AFONSO, A.; RAULT, C. **What do we really know about fiscal sustainability in the EU?** A panel data diagnostic. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2007. (Working Paper Series, n. 820).

ARRUDA, E. F.; BRITO, A. C. de. Previsão de inflação: uma análise para a Região Metropolitana de Fortaleza. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 1, p. 78-92, 2017.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxa de juros Selic anualizada**: série histórica. Brasília: BCB, 2017.

BLANCHARD, O. J. **Suggestions for a new set of fiscal indicators**. Paris: OECD Publishing, 1990. (Economics Department Working Paper, n. 79).

DORNBUSCH, R.; FISHER, S. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro: McGraw-Hill, 1982.

BRASIL. **Dívida consolidada líquida**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Despesas correntes**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Despesas primárias**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Receitas correntes**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Receitas primárias**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

BRASIL. **Receitas próprias**: série histórica. Brasília: STN, 2017.

FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **Índice geral de preços – disponibilidade interna**: série histórica. Rio de Janeiro: FGV, 2017.

FIRJAN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **A situação fiscal dos estados brasileiros**. Rio de Janeiro: Firjan, jun. 2016.

GIAMBIAGI, F. *et al.* (Org.). **Economia brasileira contemporânea (1945-2004)**. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

GOLDFAJN, I. **Há razões para duvidar de que a dívida pública no Brasil é sustentável?** Brasília: BCB, jul. 2002. (Notas Técnicas, n. 25).

GONG, G.; GREINER, A.; SEMMLER, W. Growth effects of fiscal policy and debt sustainability in the EU. **Empirica**, v. 28, n. 1, p. 3-19, 2001.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto interno bruto estadual a preços de mercado: série histórica.** Rio de Janeiro: IBGE, 2017.

LUPORINI, V. The behavior of the Brazilian federal domestic debt. **Revista de Economia Aplicada**, v. 6, n. 4, p. 713-733, 2002.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *In*: MILLER, P. J. (Ed.). **The rational expectations revolution: readings from the front line.** Cambridge, Estados Unidos: The MIT Press, 1981. p. 1-17.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria.** São Paulo: Addison Wesley, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data.** Cambridge, Estados Unidos: The MIT Press, 2002.

APÊNDICE A

TABELA A.1

Dívida consolidada líquida (2000-2016)
(Em % da receita consolidada líquida)

Unidades Federativas (UFs)	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Acre	104,25	83,31	72,50	67,82	62,09	44,71	51,64	41,12	28,43	36,54	53,72	50,36	58,43	68,51	73,91	96,87	72,67
Alagoas	223,31	178,23	236,27	276,85	264,45	224,64	221,59	200,24	197,13	180,92	161,66	147,88	150,43	146,35	153,89	169,69	102,95
Amazonas	100,03	68,52	66,84	55,55	44,83	37,32	33,33	18,98	12,81	23,68	27,09	19,36	15,32	21,98	30,76	47,82	40,60
Amapá	4,57	5,03	27,98	27,68	22,64	10,51	10,82	9,60	4,05	11,01	18,03	12,00	17,80	26,24	41,21	27,45	14,36
Bahia	163,79	170,74	181,62	163,14	141,90	116,64	102,26	82,41	71,91	62,94	52,13	46,38	49,10	47,13	39,94	59,44	55,78
Ceará	87,39	93,77	117,50	105,68	92,24	73,09	60,36	38,29	23,55	17,22	27,73	29,38	27,70	29,45	42,20	62,83	43,60
Distrito Federal	35,94	35,09	39,80	35,80	27,64	34,62	32,70	19,10	16,03	17,33	18,13	15,92	10,01	16,09	20,67	25,23	29,89
Espírito Santo	97,83	82,76	115,74	101,62	73,04	43,70	33,71	19,01	10,35	8,50	17,18	13,67	14,97	20,74	26,97	31,37	26,41
Goiás	313,28	281,43	277,13	240,43	221,38	185,06	181,91	160,55	140,35	128,46	129,91	101,04	101,96	92,36	89,76	98,61	95,11
Maranhão	257,75	209,82	272,62	222,04	174,24	132,64	115,13	91,42	73,95	68,21	63,65	47,18	41,12	38,21	46,26	60,04	43,70
Minas Gerais	141,38	234,45	262,65	242,80	224,39	203,10	189,13	187,76	176,32	179,49	182,34	181,79	174,54	183,38	178,97	198,66	203,09
Mato Grosso do Sul	309,55	294,23	310,34	266,64	232,69	201,10	181,12	148,30	115,27	114,65	119,74	113,14	105,39	102,41	98,20	94,20	78,19
Mato Grosso	250,47	196,91	159,01	175,56	130,08	111,30	109,80	94,06	69,95	54,08	55,33	39,91	30,47	34,62	42,41	45,04	43,98
Pará	56,81	63,33	66,72	60,55	60,43	46,00	43,58	34,51	28,26	23,85	28,62	19,38	10,79	10,34	9,96	12,04	9,29

(Continua)

(Continuação)

Unidades Federativas (UFs)	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Paraliba	152,51	109,82	142,44	117,16	107,63	88,76	75,71	60,00	48,17	34,18	35,72	24,91	26,26	26,70	36,98	41,35	30,25
Pernambuco	85,63	111,84	125,35	117,27	103,77	83,27	66,59	53,06	42,45	43,16	38,26	39,02	45,75	52,76	57,93	62,17	60,68
Piauí	173,31	173,71	164,04	151,62	141,78	109,44	84,69	77,93	60,25	60,21	53,99	56,78	50,50	58,60	60,89	57,01	45,17
Paraná	128,79	134,10	123,74	104,64	107,64	129,04	125,77	116,33	118,71	112,22	89,17	75,84	59,81	59,91	58,14	48,52	38,82
Rio de Janeiro	207,03	189,88	234,76	201,22	204,33	190,10	172,48	173,47	160,35	162,91	156,23	145,84	165,13	153,78	178,19	197,77	233,84
Rio Grande do Norte	70,90	54,01	64,61	53,40	37,91	31,85	26,28	22,11	19,46	17,42	20,29	13,11	10,56	14,75	16,47	9,04	3,12
Rondônia	111,09	105,27	144,87	121,45	102,90	84,75	71,85	64,44	50,37	53,04	54,10	49,60	45,01	62,45	62,13	60,73	50,06
Roraima	30,95	28,33	35,15	43,27	4,24	15,37	10,33	10,79	8,32	30,99	4,12	12,48	19,60	37,49	18,44	11,77	34,82
Rio Grande do Sul	266,45	251,19	279,23	280,00	282,70	257,79	253,48	253,83	234,48	219,53	214,00	213,77	218,13	208,58	209,33	227,23	212,95
Santa Catarina	183,03	145,50	194,61	166,78	164,48	119,37	108,87	90,34	77,40	60,66	62,95	45,67	40,58	47,92	45,14	53,04	50,21
Sergipe	88,01	77,85	72,58	68,49	64,71	45,32	57,12	42,31	21,84	26,65	33,30	43,42	52,77	55,07	57,07	69,03	60,43
São Paulo	193,03	197,03	227,37	223,98	222,98	197,12	189,47	170,70	162,95	150,41	152,86	145,69	153,87	141,93	147,81	167,84	175,47
Tocantins	35,04	26,87	37,03	26,22	34,84	13,80	12,75	8,47	9,88	11,01	16,36	20,65	20,61	25,64	32,67	40,03	33,05
Média	143,41	133,45	150,09	137,69	124,15	104,83	97,13	84,78	73,44	70,71	69,87	63,86	63,58	66,05	69,49	76,84	69,94

Fonte: Brasil (2017).

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Cenário otimista (2017-2020)
 (Em % do PIB)

Ufs	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF_{it}
Acre	27,77	23,47	4,30	26,61	23,13	3,47	26,55	22,82	3,73	26,49	22,52	3,97
Alagoas	14,79	18,67	-3,88	13,68	18,34	-4,66	13,55	18,05	-4,50	13,42	17,79	-4,36
Amazonas	12,68	5,03	7,64	13,18	4,81	8,37	13,64	4,62	9,02	13,51	4,45	9,06
Amapá	27,97	4,71	23,27	25,54	4,35	21,19	23,85	4,08	19,77	22,77	3,88	18,89
Bahia	6,72	6,57	0,15	6,27	6,21	0,06	6,13	5,94	0,19	6,00	5,76	0,24
Ceará	7,23	5,71	1,52	6,82	5,38	1,44	6,74	5,10	1,64	6,67	4,87	1,79
Distrito Federal	8,90	2,93	5,98	7,68	2,87	4,81	7,40	2,82	4,58	7,13	2,77	4,35
Espírito Santo	4,28	2,32	1,96	4,07	2,23	1,84	4,07	2,17	1,90	4,06	2,11	1,95
Goiás	1,84	10,79	-8,95	0,92	10,75	-9,82	1,12	10,71	-9,58	1,02	10,66	-9,64
Maranhão	15,63	6,68	8,95	14,45	6,50	7,95	14,33	6,41	7,92	14,20	6,38	7,82
Minas Gerais	0,53	20,94	-20,41	0,43	20,93	-20,51	0,36	20,93	-20,57	0,33	20,92	-20,60
Mato Grosso do Sul	2,92	9,08	-6,16	2,77	9,05	-6,28	2,74	9,03	-6,28	2,72	9,01	-6,29
Mato Grosso	5,11	5,11	0,00	4,86	4,91	-0,05	4,82	4,79	0,03	4,80	4,72	0,08
Pará	9,54	1,43	8,11	8,90	1,49	7,41	8,80	1,53	7,27	8,69	1,55	7,14
Paraná	11,47	4,78	6,69	10,73	4,65	6,08	10,69	4,58	6,11	10,64	4,55	6,09
Pernambuco	7,45	8,06	-0,60	7,68	8,02	-0,34	8,62	7,99	0,64	9,10	7,96	1,14
Piauí	15,47	8,90	6,57	14,20	8,78	5,42	13,85	8,69	5,17	13,50	8,60	4,90
Paraná	4,08	3,75	0,33	4,04	3,73	0,31	4,11	3,72	0,39	4,09	3,71	0,38

(Continua)

(Continuação)

UFs	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}
Rio de Janeiro	0,43	15,93	-15,51	0,22	15,91	-15,68	0,09	15,88	-15,79	0,00	15,85	-15,85
Rio Grande do Norte	9,55	1,27	8,28	8,98	1,56	7,41	8,94	1,68	7,27	8,91	1,72	7,19
Rondônia	9,37	9,36	0,01	6,83	9,23	-2,41	6,11	9,12	-3,00	5,80	9,01	-3,21
Roraima	27,98	6,16	21,82	26,44	4,13	22,31	25,94	3,42	22,51	25,96	3,19	22,77
Rio Grande do Sul	0,50	20,47	-19,98	0,39	20,49	-20,10	0,12	20,51	-20,39	0,00	20,53	-20,53
Santa Catarina	1,91	3,83	-1,92	2,43	3,61	-1,18	1,58	3,48	-1,90	1,38	3,42	-2,04
Sergipe	1,96	10,70	-8,75	1,02	10,56	-9,54	0,92	10,42	-9,50	1,02	10,29	-9,27
São Paulo	1,40	13,12	-11,72	0,72	13,11	-12,39	0,69	13,10	-12,41	1,02	13,09	-12,07
Tocantins	22,24	9,01	13,23	20,58	8,90	11,69	20,48	8,78	11,70	20,37	8,68	11,69
Média	9,62	8,84	0,78	8,90	8,65	0,25	8,75	8,53	0,22	8,65	8,44	0,21

Elaboração dos autores.

Obs.: $\gamma R_t - G_{it}$ é o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambas reais, no período de tempo t , sendo a última variável específica de cada UF; d_{it} é a última observação da dívida consolidada líquida (DCL) como proporção do produto interno bruto (PIB); \bar{d}_t é o limite da dívida, acima do qual a dívida cresce sem limite, dado o comportamento histórico do saldo primário; 0,0000 indica que, dado os coeficientes estimados da função de reação fiscal e o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a convergência é alcançada em um \bar{d}_t negativo; nesse caso, há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável; EF_{it} é o espaço fiscal de cada UF, calculado como a diferença entre \bar{d}_t e d_{it} .

TABELA A.3
Cenário mediano (2017-2020)
 (Em % do PIB)

Ufs	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_t	d_{it}	EF _{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF _{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF _{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF _{it}
Acre	26,60	23,95	2,65	25,77	23,61	2,16	25,69	23,28	2,40	25,59	22,98	2,61
Alagoas	12,93	19,05	-6,12	12,00	18,72	-6,72	11,88	18,42	-6,53	11,77	18,15	-6,38
Amazonas	10,99	5,14	5,85	11,54	4,91	6,63	11,97	4,71	7,26	11,86	4,54	7,32
Amapá	26,83	4,80	22,03	23,62	4,44	19,19	21,92	4,16	17,76	20,85	3,96	16,89
Bahia	5,60	6,71	-1,10	5,21	6,33	-1,13	5,08	6,06	-0,99	4,95	5,87	-0,92
Ceará	6,09	5,83	0,26	5,74	5,49	0,25	5,67	5,21	0,46	5,60	4,97	0,62
Distrito Federal	7,19	2,99	4,20	6,57	2,93	3,64	6,30	2,88	3,42	6,03	2,83	3,20
Espírito Santo	3,04	2,36	0,67	2,90	2,28	0,62	2,90	2,21	0,69	2,90	2,16	0,74
Goiás	1,81	11,01	-9,21	0,91	10,97	-10,06	1,10	10,92	-9,82	1,00	10,88	-9,88
Maranhão	13,72	6,82	6,91	12,72	6,63	6,10	12,61	6,54	6,07	12,50	6,51	5,98
Minas Gerais	0,52	21,37	-20,85	0,42	21,36	-20,94	0,35	21,36	-21,00	0,32	21,35	-21,03
Mato Grosso do Sul	2,09	9,26	-7,17	1,96	9,23	-7,28	1,94	9,21	-7,27	1,91	9,19	-7,27
Mato Grosso	4,06	5,21	-1,15	3,86	5,01	-1,14	3,83	4,89	-1,06	3,80	4,82	-1,01
Pará	7,72	1,46	6,26	7,27	1,52	5,75	7,19	1,56	5,63	7,11	1,58	5,52
Paraná	9,87	4,88	4,99	9,27	4,75	4,52	9,23	4,67	4,55	9,18	4,64	4,54
Pernambuco	6,31	8,22	-1,91	6,57	8,19	-1,62	7,04	8,15	-1,11	7,43	8,12	-0,69
Piauí	13,58	9,08	4,50	12,50	8,96	3,54	12,18	8,86	3,31	11,86	8,78	3,08

(Continua)

(Continuação)

UFs	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}
Paraná	2,87	3,83	-0,96	2,87	3,81	-0,94	2,93	3,79	-0,87	2,91	3,78	-0,87
Rio de Janeiro	0,42	16,26	-15,84	0,22	16,23	-16,01	0,00	16,20	-16,20	0,00	16,17	-16,17
Rio Grande do Norte	7,71	1,30	6,41	7,32	1,60	5,73	7,30	1,71	5,59	7,27	1,76	5,51
Rondônia	7,57	9,55	-1,98	5,75	9,42	-3,68	5,06	9,31	-4,24	4,76	9,20	-4,43
Roraima	26,83	6,28	20,55	25,52	4,21	21,31	24,77	3,49	21,28	24,06	3,25	20,81
Rio Grande do Sul	0,49	20,89	-20,40	0,39	20,91	-20,53	0,12	20,93	-20,81	0,00	20,95	-20,95
Santa Catarina	1,87	3,91	-2,04	2,38	3,69	-1,30	1,55	3,56	-2,01	1,35	3,49	-2,14
Sergipe	1,92	10,92	-9,00	1,00	10,77	-9,77	0,90	10,63	-9,73	1,00	10,50	-9,50
São Paulo	1,37	13,39	-12,02	0,71	13,38	-12,67	0,68	13,37	-12,69	1,00	13,36	-12,36
Tocantins	20,17	9,20	10,98	18,67	9,08	9,60	18,57	8,96	9,61	18,47	8,85	9,61
Média	8,52	9,02	-0,50	7,91	8,83	-0,92	7,73	8,71	-0,97	7,61	8,62	-1,01

Elaboração dos autores.

Obs.: $T/R_t - G_{it}$ é o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambas reais, no período de tempo t , sendo a última variável específica de cada UF; d_{it} é a última observação da DCL como proporção do PIB; \bar{d}_t é o limite da dívida, acima do qual a dívida cresce sem limite, dado o comportamento histórico do saldo primário; 0,0000 indica que, dados os coeficientes estimados da função de reação fiscal e o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a convergência é alcançada em um \bar{d}_t negativo; nesse caso, há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável. FF_{it} é o espaço fiscal de cada UF, calculado como a diferença entre \bar{d}_t e d_{it} .

TABELA A.4
Cenário pessimista (2017-2020)
 (Em % do PIB)

Ufs	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_i	d_{it}	EF _{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF _{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF _{it}	\bar{d}_i	d_{it}	EF _{it}
Acre	25,76	24,42	1,34	23,94	24,08	-0,14	23,86	23,75	0,11	23,77	23,44	0,33
Alagoas	11,27	19,43	-8,16	10,49	19,09	-8,60	10,38	18,79	-8,40	10,28	18,51	-8,23
Amazonas	9,48	5,24	4,24	10,07	5,01	5,06	10,47	4,81	5,67	10,37	4,63	5,74
Amapá	26,13	4,90	21,23	21,77	4,52	17,24	20,07	4,24	15,83	19,02	4,03	14,98
Bahia	4,56	6,84	-2,28	4,21	6,46	-2,24	4,09	6,19	-2,09	3,97	5,99	-2,02
Ceará	5,03	5,95	-0,91	4,73	5,60	-0,87	4,66	5,31	-0,65	4,60	5,07	-0,48
Distrito Federal	6,09	3,05	3,04	5,53	2,99	2,54	5,27	2,94	2,33	5,02	2,89	2,13
Espírito Santo	2,23	2,41	-0,18	2,12	2,32	-0,20	2,12	2,25	-0,13	2,12	2,20	-0,08
Goiás	1,77	11,23	-9,46	0,89	11,19	-10,30	1,08	11,14	-10,06	0,98	11,10	-10,12
Maranhão	12,01	6,95	5,06	11,17	6,76	4,41	11,07	6,67	4,40	10,96	6,64	4,32
Minas Gerais	0,51	21,80	-21,29	0,41	21,79	-21,38	0,34	21,78	-21,44	0,31	21,78	-21,46
Mato Grosso do Sul	1,00	9,45	-8,45	1,00	9,42	-8,42	1,00	9,39	-8,39	1,00	9,37	-8,37
Mato Grosso	2,89	5,31	-2,43	2,76	5,11	-2,35	2,73	4,98	-2,26	2,71	4,91	-2,20
Pará	6,60	1,49	5,11	6,21	1,55	4,66	6,13	1,59	4,55	6,05	1,61	4,44
Paraná	8,01	4,98	3,03	7,60	4,84	2,76	7,57	4,77	2,81	7,54	4,73	2,81
Pernambuco	5,24	8,39	-3,15	5,53	8,35	-2,82	5,98	8,32	-2,33	6,36	8,28	-1,92
Piauí	11,89	9,26	2,63	10,97	9,14	1,83	10,67	9,04	1,63	10,37	8,95	1,42

(Continua)

(Continuação)

UFs	2017			2018			2019			2020		
	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}	\bar{d}_t	d_{it}	EF_{it}
Paraná	2,07	3,91	-1,84	2,09	3,89	-1,80	2,14	3,87	-1,73	2,13	3,86	-1,73
Rio de Janeiro	0,41	16,58	-16,17	0,22	16,55	-16,34	0,00	16,53	-16,53	0,00	16,50	-16,50
Rio Grande do Norte	6,58	1,32	5,26	6,25	1,63	4,63	6,23	1,74	4,49	6,21	1,79	4,41
Rondônia	6,45	9,74	-3,29	4,74	9,61	-4,87	4,08	9,49	-5,41	3,80	9,38	-5,58
Roraima	26,14	6,41	19,73	23,68	4,29	19,38	22,92	3,56	19,36	22,21	3,32	18,90
Rio Grande do Sul	0,48	21,31	-20,83	0,38	21,33	-20,95	0,12	21,35	-21,23	0,00	21,37	-21,37
Santa Catarina	1,83	3,99	-2,15	2,34	3,76	-1,42	1,52	3,63	-2,11	1,32	3,55	-2,23
Sergipe	1,88	11,14	-9,26	0,98	10,99	-10,01	0,88	10,85	-9,96	0,00	10,71	-10,71
São Paulo	1,34	13,65	-12,31	0,69	13,64	-12,95	0,66	13,63	-12,97	0,00	13,62	-17,28
Tocantins	18,20	9,38	8,82	16,82	9,26	7,56	16,73	9,14	7,58	16,62	9,03	7,59
Média	7,62	9,20	-1,58	6,95	9,01	-2,06	6,77	8,88	-2,11	6,58	8,79	-2,34

Elaboração dos autores.

Obs.: $\gamma R_t - G_{it}$ é o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, ambos reais, no período de tempo t , sendo a última variável específica de cada UF; d_{it} é a última observação da DCL, como proporção do PIB; \bar{d}_t é o limite da dívida, acima do qual a dívida cresce sem limite, dado o comportamento histórico do saldo primário; 0,0000 indica que, dados os coeficientes estimados da função de reação fiscal e o diferencial entre taxas de juros e crescimento econômico, a convergência é alcançada em \bar{d}_t , negativo; nesse caso, há uma resposta negativa do saldo primário ao aumento da dívida, tendo em vista que a dinâmica da dívida não está em um caminho sustentável. EF_{it} é o espaço fiscal de cada UF, calculado como a diferença entre \bar{d}_t e d_{it} .

REFERÊNCIA

BRASIL. **Programa de reestruturação e de ajuste fiscal**. Brasília: STN, 2017.

Originais submetidos em: ago. 2019

Última versão recebida em: out. 2021

Aprovada em: out. 2021.

ESTIMAÇÃO DE MATRIZES INSUMO-PRODUTO ANUAIS PARA O BRASIL NO SISTEMA DE CONTAS NACIONAIS: REFERÊNCIA 2010¹

Patieene Alves-Passoni²
Fabio Freitas³

Este artigo estima uma série anual de matrizes insumo-produto (MIPs) a preços correntes entre 2000 e 2021 para a economia brasileira no Sistema de Contas Nacionais (SCN) 2010. Nessa perspectiva, o artigo propõe uma atualização da metodologia proposta por Grijó e Bêni (2006) para a estimação de tabelas de usos nacional e importado (ambas a preços básicos – PB); impostos líquidos de subsídios; e margens de comércio e transporte. São utilizadas para a estimação informações estruturais das MIPs e tabelas de recursos e usos (TRUs) publicadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com o auxílio do método RAS generalizado.

Palavras-chave: matrizes insumo-produto; Sistema de Contas Nacionais; economia brasileira.

ESTIMATION OF ANNUAL INPUT-OUTPUT TABLES FOR BRAZIL IN THE BRAZILIAN NATIONAL ACCOUNTS SYSTEM REFERENCE 2010

This article estimates an annual series of Input-Product Tables (IOT) at current prices from 2000 to 2021 for the Brazilian economy in the System of National Accounts 2010. Therefore, the article proposes an update of the methodology proposed by Grijó and Bêni (2006) for the estimation of the table of national and imported uses (both at basic prices), taxes net of subsidies, trade, and transport margins. We use for the estimation the structural information from the IOT and Supply and Use Tables published by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), with the assistance of the generalized RAS method.

Keywords: input-product tables; System of National Accounts; brazilian economy.

JEL: D57; C67; E01.

1 INTRODUÇÃO

As MIPs são uma base de informação econômica fundamental nos SCNs dos países. Nelas são publicadas informações sobre a estrutura produtiva nacional, incorporando tanto elementos da oferta nacional como da demanda nacional e importada, além de dados sobre as margens de comércio e transporte e dos impostos líquidos de subsídios. Elas são muito utilizadas na literatura econômica, no contexto do modelo insumo-produto (IP), para análises de características estruturais do sistema econômico de um país, pois permitem analisar a composição dos produtos, as técnicas produtivas utilizadas e a composição da demanda final.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art4>

2. Professora do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ) e pesquisadora do Grupo de Indústria e Competitividade (GIC/UFRJ). *E-mail:* patieene@gmail.com.

3. Professor associado no IE/UFRJ e pesquisador do GIC/UFRJ. *E-mail:* fabio@ie.ufrj.br.

Entretanto, uma das principais dificuldades de realização de uma análise de longo prazo da estrutura produtiva da economia brasileira é a ausência de uma série anual longa de MIPs.⁴ Isso ocorre por duas razões. Primeiro, as MIPs são divulgadas pelo IBGE com um intervalo de cinco anos. Desde os anos 2000, há quatro MIPs publicadas: 2000 e 2005, no SCN 2000, com 55 atividades e 110 produtos; e 2010 e 2015, no SNC 2010, com 67 atividades e 127 produtos.

Segundo, essas MIPs estão publicadas com base em SCNs distintos, já que sofrem revisões periódicas – em média a cada dez anos. Nos últimos anos, passou-se do SNC 2000 (IBGE, 2008) para o SCN 2010 (IBGE, 2015a), com a incorporação de mudanças metodológicas, conceituais e de fontes de informação.⁵ Essas mudanças dificultam a interpretação de resultados da comparação direta entre as MIPs publicadas em cada SCN.

Um esforço realizado pelo IBGE (2015b) para manter os dados do SCN compatíveis ao longo do tempo é a publicação de uma série retropolada das TRUs, outra conta fundamental do SCN. No entanto, o IBGE não fornece uma retro-polação para a MIP 2000 e a MIP 2005 no SCN 2010, o que representa grande dificuldade para uma análise de informações da evolução da estrutura produtiva brasileira a partir de 2000. Além do mais, apesar da existência de estimação de MIPs anuais para o Brasil, como as apresentadas por Martinez (2014; 2016), Neves (2013), Pires (2013) e Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010), é ausente na literatura uma série de MIPs que compatibilize as MIPs no SCN 2000 e no SCN 2010.

O objetivo geral deste estudo é estimar uma série anual de MIPs entre 2000 e 2021 – para a economia brasileira – que seja compatível com a estrutura do SCN 2010. Como objetivos específicos, destacam-se os seguintes: i) verificar a compatibilidade do SCN 2000 e do SCN 2010; ii) estimar MIPs anuais a preços correntes para o Brasil, entre 2000 e 2021, compatíveis com o SCN 2010 (IBGE, 2023) a partir de uma adaptação da metodologia proposta por Grijó e Bêrni (2006); e iii) comparar a precisão do método de estimação utilizado neste trabalho com o que foi proposto por Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010).

Este trabalho está fundamentado em duas hipóteses. A primeira é a de que os dados do SCN 2000 e 2010 não são compatíveis, tendo em vista as diversas modificações nas metodologias e nas fontes de informação utilizadas, de modo que é necessária compatibilização adequada para obter uma série anual para a economia brasileira. A segunda argumenta que o método de atualização proposto por Grijó e Bêrni (2006), baseado em informações estruturais, fornece bases para

4. Isso não é exclusividade da economia brasileira. Em geral, a maioria dos países não contam com uma série de MIPs divulgadas oficialmente.

5. O próximo SCN terá como base as pesquisas realizadas em 2021.

uma metodologia eficiente na estimação de MIPs para os anos em que elas não são divulgadas oficialmente pelo IBGE.

A estrutura deste artigo conta com oito seções, além desta introdução. Na segunda seção, demonstra-se, de maneira resumida, o modelo IP. Na terceira seção, será explicitado como está organizado o SCN brasileiro, em especial os aspectos relacionados com as MIPs e as TRUs. Na quarta seção, serão discutidas as mudanças e a compatibilidade entre o SCN 2000 e o SCN 2010. Na quinta seção, demonstra-se a necessidade da estimação de MIPs anuais e estimativas existentes para o Brasil. Na sexta seção, será apresentada a versão proposta neste artigo da metodologia proposta por Grijó e Bêrni (2006) para a estimação da série de MIPs entre 2000 e 2021. Na sétima seção, a título de comparação, é apresentada a metodologia de Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010) para a estimação de MIPs brasileiras, além de ser realizada uma comparação experimental entre esses dois métodos de estimação para 2015, tendo como referência a MIP publicada pelo IBGE no mencionado ano. Na oitava seção, por fim, apresentam-se algumas considerações finais.

2 O MODELO IP

No modelo IP,⁶ são apresentadas informações sobre a oferta de produtos por atividade, bem como sua demanda, fornecendo um panorama da organização produtiva da economia. O ponto central do modelo IP é a condição de equilíbrio entre oferta e demanda para os produtos presentes na economia, ou seja, o que é produzido por produto (sua oferta) é destinado a algum setor da economia (seja como insumo, seja como demanda final).

O vetor de valor bruto da produção (VBP) por produto (\mathbf{q} , $m \times 1$, em que m é o número de produtos⁷), pela ótica da demanda, é descrito como:

$$\mathbf{q} = \mathbf{u}_n^d + \mathbf{f}_n^d = \mathbf{U}_n^d \mathbf{i} + \mathbf{F}_n^d \mathbf{i}, \quad (1)$$

em que $\mathbf{u}_n^d (m \times 1)$ representa o vetor de demanda intermediária doméstica por produto, obtido da matriz de demanda intermediária doméstica a PB⁸ (\mathbf{U}_n^d , $m \times n$) na dimensão produto por atividade (n). Já $\mathbf{f}_n^d (m \times 1)$ representa o vetor de demanda final nacional por produto e é o resultado da soma da matriz de demanda final a PB – $\mathbf{F}_n^d (m \times k$, em que k representa o número de componentes da demanda final). Os componentes da demanda final publicados pelo IBGE são o consumo das famílias, os gastos da administração pública, o consumo das instituições financeiras

6. A versão apresentada aqui se baseia em Miller e Blair (2009) e IBGE (2016b).

7. Por convenção, as matrizes são representadas com letras maiúsculas e em negrito; e os vetores, com letras minúsculas e em negrito. Adicionalmente, os vetores são sempre colunas. Para representar vetores linhas, usa-se a notação de transposição (\cdot^t). Ademais, " \wedge " representa a diagonal de um vetor ou de uma matriz.

8. Recebidos pelo produtor para a venda de um produto, ou seja, "na porta de fábrica".

sem fins lucrativos a serviço das famílias (ISFLSF), as exportações, a formação bruta de capital fixo e a variação de estoques. Ademais, i representa um vetor de soma.⁹

Pela ótica da oferta, verifica-se a matriz de produção da economia a PB ($V, n \times m$), a qual detalha a produção dos produtos pelas atividades econômicas. Logo, por meio dela, é possível obter o VBP a partir de duas perspectivas. A primeira considera a produção por produto, tal como:

$$q = V' i. \quad (2)$$

Já a segunda é a produção por atividade ($x, n \times 1$), como:

$$x = V. i. \quad (3)$$

Um aspecto central no modelo IP é a matriz de coeficientes técnicos de produção. Essa relação representa as necessidades de insumos domésticos utilizados na produção de uma unidade de produto. Na dimensão produto por atividade, os coeficientes de técnicos nacionais ($B_n, m \times n$) são calculados pela proporção de U_n^d e VBP setorial:

$$B_n = U_n^d \cdot \hat{x}^{-1}. \quad (4)$$

Reorganizando a equação anterior, observa-se que a quantidade de insumos intermediários demandados dependerá da relação da tecnologia de produção presente em B_n e do VBP setorial:

$$U_n^d = B_n x. \quad (5)$$

A mesma lógica pode ser adotada para os produtos importados, e pode-se determinar a quantidade de insumos importados necessários para a produção (U_m^d na dimensão produto por atividade) como função do VBP setorial. Logo,

$$B_m = U_m^d \cdot \hat{x}^{-1}. \quad (6)$$

Sabendo-se que $\hat{x}i = x$, e se substituirmos (5) dentro de (1), o VBP pode ser expresso com base nos coeficientes técnicos nacionais de produção:

$$q = B_n x + f_n^d. \quad (7)$$

A partir da equação acima, o objetivo seria resolver o modelo de tal forma que fosse possível determinar o VBP em função dos coeficientes técnicos de produção e da demanda final. Para tanto, deve-se resolver o modelo em termos do número de produtos (q) ou de atividades (x). Como visto anteriormente, os totais de x e q são os mesmos, pois derivam da mesma matriz. Logo,

9. Para facilitar a exposição, não será mencionada a ordem dos vetores unitários utilizados, a qual é dada pela ordem necessária para realizar a soma esperada.

$$i'x = i'Vi = i'V'i = i'q. \quad (8)$$

Para a solução do modelo, existem duas alternativas possíveis (IBGE, 2016b). Primeiro, pode-se considerar a tecnologia por produto, quando se soluciona o modelo para captar as informações sobre as estruturas de insumo e produzir cada produto. A outra alternativa é a tecnologia do setor, em que a tecnologia passa a ser uma característica das atividades, ou seja, está associada às atividades que produzem os produtos. A solução que se adota é a da tecnologia do setor, a qual assume que os produtos representam um percentual na produção de cada setor. Esta é a hipótese adotada de maneira mais frequente na literatura especializada e também no IBGE para a publicação das MIPs.¹⁰

Nesse caso, a demanda/oferta de produtos é distribuída para as atividades por meio da hipótese de *market share*, que se calcula da seguinte forma:

$$D = V\hat{q}^{-1}, \quad (9)$$

em que $(D, n \times m)$ representa a matriz de *market share*, e \hat{q} é o vetor diagonal do VBP por produto. Logo, por definição, ao pré-multiplicar a matriz de *market share* pelo VBP por produto, obtém-se o VBP por setor:

$$x = Dq. \quad (10)$$

Esse procedimento também se aplica a qualquer outra matriz/vetor no modelo em que seja necessário distribuir as informações dos produtos para o nível setorial.

Para a solução do modelo, serão pré-multiplicados todos os elementos de (6) pela matriz de *market share*:

$$Dq = DB_n x + Df_n^d \Rightarrow x = DB_n x + Df_n^d \quad (11)$$

Denotando-se $A_n = D \cdot B_n$ ¹¹ como a matriz de coeficientes técnicos nacionais por setor ($n \times n$) e $f_n = D \cdot f_n^d$ como o vetor de demanda final doméstica por sector ($n \times 1$), o VBP setorial é equivalente a:

$$x = A_n x + f_n. \quad (12)$$

Ao resolver o modelo para o VBP, obtém-se:

$$x = (I - A_n)^{-1} f_n, \quad (13)$$

10. Essa é a hipótese mais adotada internacionalmente nos modelos IP por uma questão empírica. É mais fácil saber as compras e os usos globais de uma empresa do que o quanto dessas compras ela aloca em cada produto que fabrica. De fato, a tecnologia de produção (modelo por produto) seria mais intuitiva e precisa, já que mercadorias seriam produzidas por meio de mercadorias. Contudo, é mais complicada essa aplicação, além de apresentar problemas matemáticos de resolução. Para mais detalhes, ver Miller e Blair (2009).

11. A matriz de coeficiente técnico importado na dimensão produto por atividade será $A_m = D B_m$. Cabe ressaltar que é uma simplificação, já que se considera a estrutura de produção nacional em vez da importada para a distribuição.

em que $(I - A_n)^{-1}$ representa a matriz inversa de Leontief (L_n , $n \times n$) e expressa as necessidades diretas e indiretas de insumos domésticos para a produção de uma unidade adicional de produto.

3 ESTRUTURA DO SCN

Com base nas informações publicadas no SCN, analisa-se aqui a estrutura de duas contas importantes para o objetivo deste trabalho: as MIPs e as TRUs. Ambas são construídas com base no princípio de equilíbrio entre oferta e demanda, de modo que a oferta total é igual à demanda total, bem como são valoradas a preços de consumidor (PC) e também a PB.¹² Nas duas contas, há informações associadas com a oferta da produção e com a demanda.

A informação sobre a oferta na MIP está presente na TRU, que é formada por três elementos, conforme a seguir descrito.

- 1) Tabela de oferta, que contém total da produção nacional bruta a PB (q), margem de transporte (mt), margem de comércio (mc), conjunto de impostos sobre produtos (impostos de importação, Impostos sobre Produtos Industrializados – IPI, Impostos de Circulação de Mercadorias e Serviços – ICMS e o total de impostos totais líquidos de subsídios – il), todos com dimensão $m \times 1$.
- 2) Matriz de produção (V), em que está disposta a produção de cada produto pelas atividades, com dimensão $m \times n$.
- 3) Total de importações por produto (m , ajustado CIF-FOB),¹³ com dimensão $m \times 1$.

Então, a partir dessas informações, é possível calcular a oferta total de preços ao consumidor (o^{pc}):

$$o^{pc} = q + m + mc + mt + il. \quad (14)$$

Em relação à demanda, a MIP apresenta as seguintes tabelas associadas aos usos, conforme resumido adiante.

- 1) Tabela de usos totais a PC (UT^{pc}): consumo total (nacional mais importado) intermediário de cada produto pelas atividades e pelos componentes da

12. Aqui, é importante ressaltar que a igualdade entre a oferta e a demanda é apenas contábil; não tem uma direção de causalidade à la princípio da demanda efetiva ou da lei de Say. Além disso, a variação de estoques tem papel fundamental para promover a igualdade entre a oferta e a demanda, já que uma parte da produção não é "realizada ou consumida" no período atual. Isto é, o significado da variação de estoques nas contas nacionais é diferente do observado nos manuais teóricos de macroeconomia. Apesar de ser a parte "não consumida" em um período, representa na verdade a variável de ajuste para o "fechamento" da igualdade contábil.

13. *Free on board* ou *freight on board* (FOB) e *cost, insurance and freight* (CIF): excluem-se os gastos com fretes, custos de transporte e seguros, referindo-se então apenas ao valor de cada produto importado. É o equivalente à medida de PB para o caso dos produtos nacionais.

demanda final a PC. Ou seja, representa o valor pago pelo consumidor final pelo consumo da produção doméstica e importada, incluindo margens de comércio, transporte e impostos – pagos na produção – líquidos de subsídios.

- 2) Tabela de usos nacional a PB (**UN**): consumo intermediário nacional de cada produto pelas atividades e pelos componentes da demanda final nacional valorados a PB. Desse modo, representa o valor recebido pelo produtor na unidade produtiva nacional pelo seu produto, excluindo-se o valor da margem do transporte, da margem de comércio e dos impostos sobre produtos embutidos no preço final.
- 3) Tabela de usos importados CIF-FOB (**UM**): o consumo intermediário importado de cada produto pelas atividades e pelos componentes da demanda final importada, com ajuste CIF-FOB. Assim, representa o valor recebido pelo produtor na unidade produtiva externa pelo seu produto, excluindo-se o valor dos fretes e os custos de transporte, seguros, margem de comércio, bem como os impostos sobre produtos embutidos no preço final.
- 4) Tabelas de passagem,¹⁴ nas quais estão contidas as seguintes tabelas.
 - a) Tabela de margem de comércio (**MC**): representa o valor acrescido ao produto na comercialização. Essa margem não é apropriada pelo setor relacionado com a sua produção, mas sim pela atividade *comércio no atacado e no varejo*. Essa tabela distribui o total da margem de comércio (nacional mais importado) para a demanda intermediária e para a demanda final.
 - b) Tabela de margem de transporte (**MT**): essa margem está associada ao valor acrescido ao produto durante o deslocamento do produto, de onde foi produzido até o consumidor final. O valor gerado pela margem de transporte dessas atividades é apropriado pela atividade de transporte. Essa tabela distribui o total (nacional mais importado) da margem de transporte para a demanda intermediária e para a demanda final.
 - c) Tabela de impostos totais líquidos de subsídios (**IL**): inclui os impostos (líquidos de subsídios) pagos pelos produtores devido à aquisição de produtos necessários para o processo produtivo. Esse valor é apropriado pelo governo. Na tabela, observa-se a distribuição do total

14. No SCN 2010 (IBGE, 2016b; 2018), as tabelas de passagem estão desagregadas de acordo com a origem, ou seja, nacional e importado.

(nacional mais importado) de impostos líquidos para a demanda intermediária e a demanda final.

As tabelas associadas aos usos têm estrutura similar. Tomando-se como base a tabela de usos totais a PC (UT^{pc}), pode-se representá-la da seguinte forma:

$$UT^{pc} = [U^{pc} | F^{pc}], \quad (15)$$

em que $U^{pc}(m \times n)$ é a matriz de demanda intermediária total na dimensão produto por setor a PC, e $F^{pc}(m \times k)$ é a matriz de demanda final a PC. Logo, UT^{pc} tem dimensão $(m \times p)$ em que $p = n + k$, ou seja, p representa o somatório do número de atividades e componentes da demanda final. Além disso, o total da UT^{pc} é equivalente à soma das demais tabelas publicadas pelo lado da demanda, tal como:

$$UT^{pc} = UN + UM + MC + MT + IL. \quad (16)^{15}$$

Nas TRUs também são publicadas informações sobre os recursos e os usos da economia. Ademais, possuem estrutura semelhante à das MIPs em termos de números de setores, produtos e informações disponíveis. São publicadas anualmente a preços correntes e a preços do ano anterior, mas com defasagem de dois anos. As tabelas publicadas nas TRUs são as seguintes:

- tabelas de recursos; e
- tabelas de usos totais a PC.

Adicionalmente, como parte da UT^{pc} publicada nas TRUs, são incluídas informações sobre a geração de renda,¹⁶ que incluem: i) valor adicionado bruto (produto interno bruto – PIB) por setor; ii) remunerações (salários, contribuições sociais efetivas para a previdência oficial, para o Fundo de Garantia do Tempo de Serviço – FGTS e para a previdência privada, além de contribuições sociais imputadas); iii) excedente operacional bruto e rendimento misto bruto; iv) impostos – líquidos de subsídios – sobre a produção e a importação (impostos sobre produtos, subsídios sobre produtos, outros impostos sobre a produção, outros subsídios à produção); v) valor da produção; e vi) fator trabalho (ocupações).

A principal diferença entre as MIPs e as TRUs é a de que, nestas últimas, a origem dos usos (nacional e importado), bem como a distribuição das tabelas de passagem, não é conhecida. Em particular, não é publicada nas TRUs a tabela de uso nacional a PB, a partir da qual são calculados os coeficientes técnicos de produção. Logo, a necessidade da estimação das MIPs para os anos não divulgados pelo IBGE é a ausência dessa informação. Como será visto na sexta seção, a

15. Na MIP tal identidade não é válida para os produtos associados ao comércio e ao transporte. Para esse caso, o valor da soma das tabelas é maior do que o presente na tabela de usos totais a PC. Essa diferença é dada pela incorporação do valor das margens de comércio e transporte no total da tabela de usos a PB.

16. As informações sobre a renda dos fatores de produção estão disponíveis apenas a preços correntes.

estimação de MIPs consiste em propor alternativas para a construção das tabelas associadas ao uso que não são publicadas nas TRUs, mas que são fundamentais para o modelo IP.

4 MUDANÇAS DO SCN 2000 E DO SCN 2010

Uma das principais dificuldades para comparar as MIPs 2000 e 2005 no SCN 2000, bem como as MIPs 2010 e 2015 no SCN 2000, são as mudanças metodológicas entre os dois SCNs. O SCN 2000 se baseia no System of National Accounts (SNA) 1993, enquanto o SCN 2010 incorpora as recomendações do SNA 2008 (EC, 2009). Essa mudança se reflete em vários aspectos, tais como:

uma nova classificação de atividades e/ou produtos, novas fontes de dados, novas recomendações metodológicas internacionais e os resultados de pesquisas realizadas, visando o estabelecimento de marcos estruturais como, por exemplo, uma pesquisa de orçamentos familiares ou um estudo sobre as margens de comercialização de bens (IBGE, 2015a, p. 3).

Dessa forma, houve a atualização de classificações e conceitos, como a adoção da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0 em substituição à CNAE 1.0 e a expansão do conceito de *formação bruta de capital fixo* (FBCF) para incluir os bens de propriedade intelectual, além de novas estruturas de referência para consumo intermediário, Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), margens de comércio, transporte, impostos e dados da Receita Federal (IBGE, 2015a; IBGE, 2016a).

Para verificar a compatibilidade dos dois SCNs, é realizado o exercício de comparar as TRUs 2000 e 2005 divulgadas pelo IBGE no SCN 2000 e no SCN 2010. Para realizar essa comparação, construímos tradutores para os produtos e as atividades, compatibilizando as informações do SCNs, para que ambos tivessem o mesmo nível de desagregação. Tais tradutores foram elaborados a partir dos tradutores oficiais publicados pelo IBGE¹⁷ para compatibilizar o SCN 2000 com o SCN 2010. Após vários procedimentos, foi obtido um nível de desagregação comum com 42¹⁸ atividades e 91 produtos.¹⁹

A primeira comparação entre os SCNs é realizada a partir da diferença proporcional entre os valores dos componentes dos recursos e da tabela de usos totais

17. O IBGE não possui um tradutor oficial para o SCN 2000 e o SCN 2010. Para o nível das atividades, utilizam-se os tradutores SCN 2000 x CNAE 1.0 e SCN 2010 x CNAE 2.0. Para fazer a conexão entre tais classificações, utiliza-se o tradutor da CNAE 1.0 x CNAE 2.0 como intermediário. Para o caso dos produtos, o tradutor foi construído por meio do cruzamento das informações dos tradutores da CNAE 1.0 x Prodlist e CNAE 2.0 x Prodlist. Em seguida, tal como no caso das atividades, o tradutor foi construído pela intermediação das CNAEs e dos SCNs.

18. Apesar de a MIP 1995 (SCN 1990) também ter sido publicada com 42 atividades, é importante ressaltar que não são as mesmas atividades.

19. Os tradutores estão disponíveis em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/13345/2/PPE_v53_n1_Artigo4_apendice_eletronico.zip.

a PC presente nas TRUs 2000 e 2005 do SCN 2000 em comparação com o SCN 2010, conforme expresso na tabela 1. Assim, a diferença representa a subtração entre as proporções entre 2000 e 2010, ponderadas pela proporção de 2010.

TABELA 1

Diferença proporcional entre o SCN 2000 e o SCN 2010 para agregados econômicos das TRUs (2000 e 2005)¹
(Em %)

Informações das TRUs		2000	2005
Recursos	Oferta total a PC	-4,41	-5,08
	Oferta total a preços básicos	-4,30	-4,93
	Margem de comércio	27,26	9,57
	Margem de transporte	63,42	51,10
	Impostos líquidos de subsídios	-5,92	-6,95
	Produção	-4,09	-5,01
	Importações	-7,24	-3,77
Usos (a PC)	Consumo intermediário	-7,16	-9,30
	Demanda final	-2,26	-1,36
	Demanda total	-4,41	-5,08
	Exportações	-3,66	-1,82
	Consumo da administração pública	0,46	4,28
	Consumo das IFSFLs	-20,53	-19,67
	Consumo das famílias	-1,52	-0,93
	FBCF	-9,72	-7,56
	Variação de estoques	138,31	77,81
	Valor adicionado	-0,94	-0,03

Fonte: Cálculos próprios baseados na MIP 2000 e 2005 (IBGE, 2008) e na TRU 2000 e 2015 (IBGE, 2015a).
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O valor é calculado a partir da informação do SNC 2000 menos a do SNC 2010.

Observa-se que a maior parte dos componentes tem variação significativa quando se comparam os dois SCNs, apesar de alguns componentes possuírem discrepância maior do que outros, por exemplo, as margens de comércio e transporte, para o caso dos recursos, bem como o consumo das IFSFLs, a variação de estoques e a FBCF, para o caso dos usos. O total do valor adicionado é o que apresenta a menor diferença, sendo muito similar o valor entre os dois SCNs.

Em relação às tabelas de recursos, observa-se que produção no SCN 2010 tem um valor inferior a -4,4% para 2000 e -5,1% para 2000 e 2005. A oferta total a PB também apresenta diferença semelhante, enquanto o valor total das importações é menor em -7,2% e -3,8%. Embora, no modelo IP, as informações referentes aos usos devam estar valoradas a PB, a ausência dessa informação nas

TRUs impede uma comparação mais precisa. Contudo, ao analisar como *proxy* a tabela de usos totais a PC,²⁰ observa-se que os totais para consumo intermediário, demanda final e seus componentes são relativamente diferentes quando os dois SCNs são comparados.

Ainda que a comparação da magnitude dos totais seja importante para verificar a similaridade ou não do SCNs, ela seria menos importante se as relações proporcionais nas TRUs se mantivessem constantes. Para verificar tal informação, comparam-se os aspectos abaixo descritos.

- Ótica da compra (nas colunas, por setores): composição da produção, consumo intermediário e valor adicionado.
- Ótica da venda (nas linhas, por produto): composição da oferta total a PC, oferta total a PB, produção, consumo intermediário, demanda final e demanda total no total de cada variável.

A medida de comparação adotada é a taxa de crescimento das composições calculadas por setor e produto no SCN 2000 em relação ao SCN 2010, em termos absolutos, o que fornece medida de diferença em termos proporcionais. Na tabela 2, compilam-se as informações das diferenças por meio de medidas estatísticas tradicionais, como média, mediana, desvio-padrão, coeficiente de variação, máximo e mínimo.

Observa-se que há uma diferença significativa nas proporções entre todas as variáveis, já que a média da diferença proporcional é no mínimo 10% para a produção em 2000 e 2005 e no máximo 143% para a demanda final em 2005. Ademais, como o coeficiente de variação é superior a 30% na maior parte dos casos, verifica-se uma heterogeneidade nas diferenças entres setores, de modo que há setores muito afetados com a mudança do SCN e outros não tão afetados.

Essa alteração entre os SCNs, refletida na heterogeneidade das diferenças das taxas proporcionais, também pode ser observada quando se consideram os valores de máximo e mínimo para as variáveis analisadas. Por exemplo, para o caso da produção setorial referente a 2000 e 2005, há setores e produtos que possuem diferença proporcional que varia entre 150% (2000) e 115% (2005) como máximo e -1% como mínimo nos dois anos. Ao analisar os setores, as taxas elevadas de diferença também são observadas para o consumo intermediário e o valor adicionado.

20. É provável que as diferenças observadas para as margens de comércio e de transporte impliquem diferença considerável entre os dados a PC e PB.

TABELA 2
Taxas de crescimento absoluta entre o SCN 2000 e o SCN 2010 para as composições por produto e setor para diferentes agregados econômicos das TRUs¹
 (Em %)

Tabelas/ótica	Variável	Anos	Média	Mediana	Desvio-padrão	Coefficiente de variação	Máximo	Mínimo	
Setores									
Recursos	Produção	2000	11,95	6,13	23,50	50,83	150,87	0,64	
		2005	10,20	6,21	17,53	58,20	115,67	0,11	
Usos (a PC)	Consumo intermediário	2000	19,73	14,21	30,62	64,45	198,31	0,11	
		2005	18,37	13,98	20,60	89,17	123,72	1,43	
	Valor adicionado	2000	29,55	18,94	33,27	88,82	161,16	0,75	
		2005	27,11	12,84	30,18	89,84	107,12	0,32	
Produtos									
Recursos	Produção	2000	18,52	8,96	26,60	69,61	183,27	0,02	
		2005	18,20	9,89	26,76	68,03	202,41	0,19	
	Oferta total a PB	2000	18,01	9,22	27,04	66,61	183,92	0,20	
		2005	18,27	9,59	27,23	67,09	202,20	0,15	
	Oferta total a PC	2000	20,10	10,92	27,59	72,85	182,67	0,62	
		2005	19,41	9,81	26,73	72,62	199,89	0,02	
	Usos (a PC)	Consumo intermediário	2000	35,20	22,61	39,78	88,50	284,63	0,00
			2005	34,78	25,79	46,56	74,69	364,32	0,00
Demanda final		2000	55,97	20,78	118,43	47,26	868,85	0,34	
		2005	143,02	22,60	758,47	18,86	7141,10	0,40	
Demanda total		2000	20,10	10,92	27,59	72,85	182,67	0,62	
		2005	19,41	9,81	26,73	72,62	199,89	0,02	

Fontes: Cálculos próprios baseados na MIP 2000 e 2005 (IBGE, 2008) e na TRU 2000 e 2015 (IBGE, 2015a).
 Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valores em módulo da taxa de crescimento do valor observado no SNC 2000 em relação ao SNC 2010.

Quando as composições por produto das variáveis são analisadas, observam-se valores máximos ainda maiores. Por exemplo, no caso da demanda final para 2000, há uma diferença de quase 870%. Essa diferença ocorre para o produto *serviços de impressão e reprodução*, o qual, no SCN 2000, tinha como demanda final R\$ 6.559 milhões; já no SCN 2010, R\$ 693 milhões. Essa diferença é justificada pela mudança entre as CNAE 1.0 e 2.0. Na CNAE 1.0, a impressão era alocada apenas como serviços. Entretanto, na CNAE 2.0, passou-se a diferenciar a impressão que está integrada à edição e à impressão (na qual não pode ser dissociada a prestação de serviço da impressão, como no caso de livros, jornais, revistas) daquela impressão que está ligada à indústria gráfica (como a impressão de rótulos, panfletos etc.).

O primeiro tipo é alocado agora na categoria J (informação e comunicação) da CNAE 2.0; e o segundo, na categoria C (indústria de transformação).

Para 2005, o máximo de 7141% correspondia ao produto *cimento*, que, no SCN 2000, representava R\$ 750 milhões; já no SCN 2010, foi equivalente a R\$ -11 milhões. Essa mudança tão significativa foi decorrente de dois aspectos. Primeiro, no SCN 2000, uma parte do produto *cimento* era demandada pelo consumo das famílias (R\$ 624 milhões), mas, no SCN 2010, não havia demanda por esse componente da demanda final. Segundo, em relação à variação de estoques, no SCN 2000, era de R\$ 23 milhões; já no SCN 2010, era de R\$ -144 milhões. Esse segundo aspecto está relacionado à forma como as TRUs retropoladas são construídas. O IBGE, a partir do ano de referência, constrói índices de volume e preços para retropolar as séries. Todavia, como a variação de estoques tende a flutuar bastante ano a ano, a depender do ano-base tomado como referência, o valor se modificará de maneira significativa.

Assim, observa-se que reduzir a mudança do SCN apenas à compatibilização do mesmo número de setores e produtos para comparar as MIPs e as TRUs em dois SCNs diferentes²¹ é insuficiente para lidar com a série de mudanças existentes devido à alteração do ano de referência. Caso seja necessária a comparação direta entre dados pertencentes aos dois SCNs, ela deverá ser feita de maneira cautelosa, já que, como visto, pode haver distorções na análise de mudanças estruturais na economia em razão das modificações introduzidas na passagem do SCN 2000 para o SCN 2010.

5 A IMPORTÂNCIA DAS ESTIMATIVAS DE MIPs: O CASO DO BRASIL

A forma convencional de construção de MIPs por organismos estatísticos nacionais envolve pesquisas amostrais sobre a estrutura produtiva da economia, dos impostos, das margens de comércio e transporte, dos usos de insumos produtivos, da estrutura de comércio exterior, entre outras. Essa tarefa demanda um trabalho exaustivo de coleta e processamento de dados, bem como necessita de mão de obra qualificada e recursos financeiros disponíveis. Em decorrência disso, há defasagem entre a data de publicação das MIPs pelo IBGE e o ano de referência das informações, que gira em torno de dois a três anos.

Além disso, pela elevada demanda de recursos para pesquisa e processamento dos dados, a publicação anual de MIPs se torna inviável do ponto de vista econômico. Logo, além da defasagem de publicação, existe diferença considerável de anos entre as MIPs publicadas, com intervalo de cinco anos (2000, 2005, 2010 e 2015), sem contar os diferentes SCNs, como discutido anteriormente.

21. Para trabalhos que procedem dessa maneira, ver Silva (2019) e Santos (2019).

As informações das MIPs são utilizadas para analisar a estrutura produtiva da economia por meio de metodologias como indicadores de encadeamentos, análises de impacto, setores-chave, decomposições estruturais sobre renda, emprego e produção. Essas metodologias permitem a avaliação de políticas econômicas e cenários de crise, servindo de base para se formularem propostas de crescimento/desenvolvimento econômico.

Entretanto, o uso dessas metodologias demanda que séries mais recentes sejam utilizadas, para que esses modelos não sejam construídos sobre uma base excessivamente defasada, o que dificulta a análise de períodos mais recentes da economia. Por exemplo, durante a pandemia de covid-19 em 2020, o IBGE havia publicado apenas a MIP 2015. Assim, se um modelo IP fosse empregado para examinar o impacto desse fenômeno no cenário econômico, seria necessário recorrer à MIP 2015, porém, essa estaria desatualizada.

Outro ponto que justifica a estimação de MIPs anuais é o fato de a maior parte das estatísticas macroeconômicas serem publicadas com uma periodicidade anual, o que impede a comparação direta de outras variáveis com as informações presentes nas MIPs (Buetre e Ahmadi-Esfahani, 2000). Ademais, a não disponibilidade de MIPs anuais limita as possibilidades de pesquisas que podem ser realizadas. Há pesquisas econômicas relevantes que não são publicadas nos mesmos anos das MIPs divulgadas pelo IBGE, como a Pesquisa de Inovação (Pintec).²² Ainda, um pesquisador pode estar interessado em analisar o desempenho da economia ocorrido num período específico ou no período da adoção de alguma política econômica específica. Para esses casos, raramente as MIPs publicadas oficialmente irão coincidir com o período de início e fim do mandato desse governante ou da adoção da política econômica em questão. Portanto, a estimação anual das MIPs expande as possibilidades de pesquisa, fornecendo dados atualizados para análises de política econômica em diversos anos, além de facilitar a conexão com outros agregados econômicos.

Essa necessidade de disponibilidade de MIPs anuais levou muitos pesquisadores, desde a década de 2000, a estimarem MIPs anuais para a economia brasileira. Uma das estimativas mais utilizadas foi construída por um grupo de pesquisa do Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo (Nereus/USP),²³ com metodologia apresentada por Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010). Tais estimativas são construídas a partir dos dados das TRUs, e atualmente existem três séries de MIPs anuais: i) de 1995 a 2009, com 42 atividades e 80 produtos (SCN, 2000); ii) de 2000 a 2009, com 55 atividades e 110 produtos (SCN, 2000); e iii) de 2010 a 2018, com 68 atividades e 128 produtos (SCN, 2010).

22. Desde os anos 2000, há pesquisas para 2000, 2003, 2005, 2008, 2011, 2014 e 2017.

23. Disponível em: <http://www.usp.br/nereus/?fontes=dados-matrices>.

Outro método utilizado amplamente na literatura brasileira é o proposto por Grijó e Bêrni (2006), que, apesar de ter sido pensado para estimar a MIP 2002, a partir da MIP 1996, é a base para diversas estimações na economia brasileira. Os autores propõem que as tabelas não publicadas nas TRUs (tabela de usos nacional a PB, tabela de usos importados e tabelas de passagem) sejam estimadas a partir de informações estruturais de uma MIP oficial (publicada pelo IBGE). Essas informações correspondem a proporções das tabelas de produção e absorção e são utilizadas em conjunto com as TRUs anuais para a projeção de MIPs para os anos em que não são publicadas.

Para o SCN 2000, o método proposto por Grijó e Bêrni (2006) é utilizado nas duas estimativas. A primeira é determinada por Neves (2013) e Pires (2013), em que as MIPs de 2001 a 2004 são estimadas com base em informações das MIPs 2000 e de 2006 a 2009, a partir da MIP 2005. Como no SCN 2000, as tabelas de passagem (margem de transporte, de comércio e de impostos líquidos de subsídios) não foram divulgadas de maneira desagregada, o que impede a aplicação direta do método proposto por Grijó e Bêrni (2006). Esses autores estimam o total da tabela de passagem como sendo a diferença entre a tabela de usos totais a PC, a tabela de usos nacionais a PB e a tabela de usos importados. Com base nessa informação, são calculadas as informações estruturais e são estimadas as MIPs.

A segunda é a apresentada por Martinez (2014; 2016). O autor avança em relação a Neves (2013) e Pires (2013), bem como estima as tabelas margens de comércio e transporte e a tabela de impostos líquidos de subsídios a partir da proposta do método RAWs/RAW.²⁴ Mediante essas informações, são calculadas as estruturas das MIPs 2000 e 2005, que são usadas respectivamente para estimar as MIPs de 2001 a 2004 e de 2006 a 2009.

Dessa forma, observa-se que, mesmo com a existência de várias séries anuais de MIPs para o Brasil, existe uma descontinuidade nessas estimações devido às mudanças nos SCNs, o que impede uma análise de longo prazo.

6 METODOLOGIAS PARA ESTIMAÇÕES DE MIPs PARA O BRASIL

O objetivo principal da construção das MIPs é estimar as tabelas associadas aos usos dos recursos que não são publicadas nas TRUs. Dessa maneira, para a estimação da série de matrizes proposta neste artigo, são utilizadas técnicas de atualização recomendadas pela literatura especializada²⁵ e, mais especificamente, uma adaptação da metodologia apresentada em Grijó e Bêrni (2006).

24. Esse método é proposto por Martinez (2014; 2016) e consiste em utilizar um processo de minimização de perda de informação para calcular as tabelas de passagem (margens de comércio e transporte e estrutura de impostos) utilizando informações auxiliares do SCN. Para o balanceamento das MIPs, o autor propõe uma variação do método de atualização RAS, em que é possível fazer o ajuste das MIPs na presença de valores negativos nas células. O método RAWs proposto é muito similar ao GRAS, proposto por Temurshoev, Miller e Bouwmeester (2013), utilizado para o balanceamento das MIPs estimadas. Para mais detalhes, ver subseção 6.1.

25. Bacharach (1970); Bulmer-Thomas (1982); Miller e Blair (2009); e Kurz, Dietzenbacher e Lager (1998).

No entanto, devido à mudança metodológica dos SCNs, utilizaram-se procedimentos diferentes para estimar as séries de MIPs para antes e depois de 2010. Na subseção 6.1, são mostradas as etapas para estimação entre 2010 e 2021. Já na subseção 6.2, apresentam-se a estimação das MIPs 2000 a 2009 e os procedimentos necessários para a construção de uma série compatível de MIPs entre 2000 e 2021 no SNC 2010.²⁶ Por fim, na subseção 6.3, destaca-se um resumo das séries estimadas e as fontes das informações utilizadas.

6.1 Estimação das MIPs anuais para os anos posteriores a 2010

O objetivo desta subseção é apresentar um algoritmo para a estimação das MIPs utilizando a metodologia de Grijó e Bêrni (2006). Esse algoritmo é formado por seis passos, descritos e exemplificados a seguir. Será utilizada como exemplo principal a estimação da MIP 2012 com base nas TRUs 2012 e na MIP 2010, divulgadas pelo IBGE.

6.1.1 Primeiro passo: preparação da MIP-base

Antes de calcular as informações estruturais que são usadas como base para a estimação, é necessário realizar um procedimento na tabela de usos a PB para evitar dupla contagem relacionada aos produtos *comércio* e *transporte*, como descrito em Grijó e Bêrni (2006). Nas MIPs 2010 e 2015 divulgadas pelo IBGE, a relação presente na equação (16), a qual garante que a informação da tabela de usos totais a PC seja igual à soma da tabela de usos a PB, da tabela de usos importados e das tabelas de passagem, não é válida para os produtos relacionados ao comércio e ao transporte. Isso ocorre porque se, por um lado, há a produção direta desses produtos, por outro, eles entram como custos associados à comercialização e ao transporte das outras atividades, conforme dados presentes nas tabelas de margem de comércio e transporte.

Nesse sentido, para evitar essa dupla contagem dentro do sistema e para garantir que a equação (16) seja válida para todos os produtos, é necessário calcular uma tabela de usos nacional a PB ajustada às MIPs oficiais. Para fazer o ajuste, deve-se observar o seguinte: diferentemente do comércio, em que a margem de comércio está associada apenas a um produto *comércio por atacado e varejo*, para o caso dos transportes, sua margem está associada a dois produtos, a saber, *transporte terrestre de carga* e *transporte aquaviário*, conforme pode ser visto na tabela de recursos, no vetor da margem transporte. Dessa forma, foi necessário agregar tais produtos em um novo produto *transportes de carga (terrestre e aquaviário)*. Por essa razão, o nível máximo de desagregação para a estimação das MIPs anuais contém 126 produtos.

26. A estimativa fornecida neste trabalho é a PC. Sabe-se que um apropriado método de deflação é necessário para a análise de algumas abordagens de análise baseadas em IP, entretanto esse tema foge ao escopo deste trabalho. Para ver a influência da deflação e dos preços relativos no modelo IP, ver Alves-Passoni (2023).

Após a agregação dos produtos associados ao transporte de carga, é possível fazer o ajuste para evitar dupla contagem. Para a margem de comércio, o ajuste é realizado ao subtrair a soma da tabela de margem de comércio (exclusive o produto *comércio por atacado e varejo*) do valor do produto *comércio por atacado e varejo* da tabela de usos nacional a PB. Já para o transporte, o ajuste é análogo e se dá a partir da subtração da margem de transporte (exclusive o produto *transporte de carga*) do valor do produto *transporte de carga (terrestre e aquaviário)*.

Tomando-se como base a tabela 3, que representa um extrato da MIP 2010, será explicado de maneira prática como é realizado esse ajuste. Para o *comércio*, na linha (A), verifica-se o valor da tabela de usos nacional a PB da MIP 2010 do produto *comércio por atacado e varejo* demandado por algumas atividades. Já na linha (B), há o valor do somatório de todos os produtos (linhas) da *margem de comércio*, exclusive o produto *comércio por atacado e varejo*. O valor da **UN** ajustada para esse produto é obtido de (A)-(B), e esse valor representa unicamente o consumo intermediário e final do produto comércio para a produção dos seus próprios serviços, excluindo-se o que foi pago de margem de comercialização pelos outros produtos decorrentes de seus processos produtivos.

TABELA 3

MIP 2010: extrato do ajuste dos produtos *comércio* e *transporte* para algumas atividades
(Em R\$ 1 milhão)¹

Produtos	Usos	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aquicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Total (atividades e demanda final)
	Tabela de usos nacional a PB (A)	6.752	4.788	415	553	...	612.197
Comércio por atacado e varejo	Somatório da margem, exclusive produto (B)	6.638	4.756	399	485	...	541.465
	Tabela de usos nacional a PB ajustada (A-B)	114	32	16	68	...	70.732
	Tabela de usos nacional a PB (C)	3.350	1.670	403	585	...	157.072
Transporte de carga (terrestre e aquaviário)	Somatório da margem, exclusive produto (D)	1.044	1.256	77	85	...	49.482
	Tabela de usos nacional a PB ajustada (C-D)	2.306	414	326	500	...	107.590

Fonte: MIP 2010 (IBGE, 2016b).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valor corrente.

Já para o transporte, na linha (C), observa-se o valor da tabela de usos nacional a PB da MIP 2010 do produto *transporte de carga*, demandado por algumas atividades. Na linha (D), verifica-se o valor do somatório de todos os produtos (linhas) da margem de transporte, exclusive o valor para o produto *transportes de carga*. O valor ajustado desse produto na **UN** é obtido de (C)-(D), e, tal como para o comércio, esse valor representa unicamente o consumo intermediário e final do produto transporte para a produção dos próprios serviços, excluindo-se o que foi recebido de margem de transporte pela prestação de serviços aos demais produtos decorrentes de seus processos produtivos.

Esses novos valores para os produtos associados ao comércio e ao transporte serão incorporados na tabela de usos nacional a PB ajustada, conforme tabela 4.

TABELA 4

MIP 2010: extrato da tabela de usos nacional ajustada para alguns produtos e atividades
(Em R\$ 1 milhão)¹

Código do produto	Descrição dos produtos	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aquicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Total (atividades e demanda final)
41802	Obras de infraestrutura	0	0	0	0	...	125.871
41803	Serviços especializados para construção	35	89	4	3	...	90.730
45801	Comércio por atacado e varejo ²	114	32	16	68	...	70.732
49001	Transportes de carga ²	2.306	414	326	500	...	107.590
52802	Correios e outros serviços de entrega	4	2	19	10	...	61.597
55001	Serviços de alojamento em hotéis e similares	1	0	2	5	...	24.631

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Valor corrente.

² Valores ajustados para comércio e transporte.

Para os demais produtos, o valor anterior presente na tabela de usos a PB permanece o mesmo.

6.1.2 Segundo passo: preparar as informações anuais – TRUs

O nível mais desagregado de divulgação da MIP 2010 (IBGE, 2016b) e da MIP 2015 (IBGE, 2018) contém 67 atividades e 127 produtos. Para as TRUs no SCN 2010 (a partir de 2010), esse nível é de 68 atividades e 128 produtos. De modo a adaptar as duas bases, foram agregados dois produtos e duas atividades nas TRUs.

No caso dos produtos, foram agregados *comércio e reparação de veículos e comércio atacado e varejo, exceto veículos a motor* no produto *comércio por atacado e varejo*. Para as atividades, foram agregados *comércio e reparação de veículos automóveis e motocicletas e comércio por atacado e varejo* na atividade *comércio atacado e varejo*.

Além disso, tal como realizado no passo anterior, também devem-se agregar os produtos *transporte terrestre de carga e transporte aquaviário*, que estão associados à margem de transportes para o novo produto *transporte de carga (terrestre e aquaviário)*.

6.1.3 Terceiro passo: calcular as informações estruturais (*mark-downs*)

Grijó e Bêrni (2006) chamam as informações estruturais de *mark-downs*,²⁷ e seu uso se baseia na hipótese de que a estrutura da MIP, referente aos coeficientes técnicos e à estrutura de transporte, comércio e impostos, é inflexível em um curto período. Dessa maneira, seria possível utilizar essas informações como proporções iniciais para estimar as MIPs. Para o período de 2011 a 2014, foi utilizada como base a MIP 2010; já de 2016 a 2021, a MIP 2015.

Os *mark-downs* estabelecem as proporções das tabelas de usos nacional e importado a PB, margem de transporte, margem de comércio, impostos totais líquidos de subsídios²⁸ como referências da tabela de usos totais a PC, baseando-se na identidade presente na equação (16).²⁹ Essas proporções são calculadas para a estrutura de valor com base no produto (na coluna). Logo, os *mark-downs genéricos* (ϑ_{ij}) para o produto i e para atividade/componente da demanda final j das tabelas de interesse são calculados conforme descrito a seguir.

- Tabela de usos nacional a PB ajustada: $\vartheta_{ij}^{UNaj} = \frac{un_{ij}^{aj}}{ut_{ij}^{pc}}$.
- Tabela de usos importados: $\vartheta_{ij}^{UM} = \frac{um_{ij}}{ut_{ij}^{pc}}$.
- Tabela de margem de comércio: $\vartheta_{ij}^{MC} = \frac{mc_{ij}}{ut_{ij}^{pc}}$.

27. O termo *mark-down* é proposto como análogo ao termo *mark-up*, usado na literatura econômica como a margem de lucro que o produtor impõe sobre os custos de produção no processo de determinação do preço de seu produto. Logo, como o objetivo da estimação é calcular a demanda a PB, ou seja, sem os dados das margens de transporte e comércio impostos, o termo parece apropriado.

28. Embora o IBGE tenha publicado na MIP 2010 as margens de comércio e de transporte, bem como os impostos líquidos de subsídios de acordo com sua origem (nacional e importado), utilizaram-se os valores totais para o cálculo dos *mark-downs*, obtidos pela soma das tabelas nacionais e importadas. Tal ajuste foi necessário porque na oferta tais elementos não estão separados pela origem.

29. Em realidade, a forma proposta por Grijó e Bêrni (2006) calcula a proporção da tabela de usos nacional a PB (absorção doméstica) em relação à tabela de usos totais a PC e, posteriormente, a proporção das demais tabelas (*UM*, *MC*, *MT* e *IL*) em relação à *UN*. Todavia, com base na informação disponível pelas MIPs atualmente, isso não representa um ganho de informação. Por isso, optou-se por calcular todas as proporções considerando a UT^{pc} .

- Tabela de margem de transporte: $\vartheta_{ij}^{MT} = \frac{mt_{ij}}{ut_{ij}^e}$.
- Tabela de impostos líquidos de subsídios: $\vartheta_{ij}^{MC} = \frac{mc_{ij}}{ut_{ij}^e}$. (17)

Nesse caso, i representa o número de linhas; j representa o número de colunas; $\vartheta^e = [\vartheta_{ij}^e]$ é uma matriz que contém os *mark-downs* e tem ordem $(m \times p)$; e e representa cada tabela a ser estimada.

A título de ilustração, na tabela 5, é demonstrado um extrato dos *mark-downs* calculados para o produto *milho em grão* (01912) referente à MIP 2010.

TABELA 5

MIP 2010: *mark-downs* calculados para o produto *milho em grão* e para atividades/ componentes da demanda final selecionados
(Em %)

Usos	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Exportação de bens e serviços	...	Consumo das famílias	...
Uso nacional a PB	0,7483	0,7787	0,7500	0,0000	...	0,8212	...	0,9125	...
Usos importados a preço básicos	0,0399	0,0144	0,0000	0,0000	...	0,0000	...	0,0000	...
Margem de transporte	0,1128	0,1158	0,1250	0,0000	...	0,0000	...	0,0033	...
Margem de comércio	0,0955	0,1005	0,1250	0,0000	...	0,1788	...	0,0801	...
Impostos líquidos de subsídios	0,0035	-0,0094	0,0000	0,0000	...	0,0000	...	0,0041	...

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b).
Elaboração dos autores.

Note que a soma (das linhas em cada coluna) dos *mark-downs* de todos os usos por produto é igual a 1 por atividade/componente da demanda final, ou seja, o total do uso a preço de consumidor é distribuído entre os seus componentes, validando o que foi demonstrado na equação (16).

Na aplicação empírica do cálculo dos *mark-downs*, é possível que ocorram algumas discrepâncias estruturais entre os dados relativos ao ano-base (MIP) e ao ano a ser atualizado (TRU).³⁰ Esse fato pode ocorrer em três casos. No caso (a),

30. Essas discrepâncias podem surgir da forma de arredondamento dos dados do IBGE. Produtos abaixo de R\$ 500 mil são considerados zero. Logo, o valor zero para uma combinação entre um produto e uma atividade pode significar uma produção abaixo desse valor ou pode representar que não há produção/consumo desse produto.

o uso de um produto por atividades/componentes de demanda final (ut_{ij}^{pc}) não existia no ano-base e passou a existir no ano a ser atualizado, isto é, o denominador do nosso *mark-down* genérico é zero. É possível ver um exemplo na tabela 6, para o produto *pesquisa e desenvolvimento*, considerando-se a TRU 2012 e a MIP 2010. Para algumas atividades específicas (0580, 1600, 1800, 3300 e 5800), o valor presente na tabela de usos totais a PC da MIP 2010 é zero, mas é positivo para a TRU 2012.

Desse modo, a estrutura da MIP não é capaz de distribuir os dados da TRU entre as diferentes fontes do uso, pois os *mark-downs* genéricos calculados seriam zero. Assim, para distribuir³¹ o valor dessas atividades, utiliza-se o *mark-down* médio para cada uso, determinado a partir das informações da MIP-base (2010). Ele é computado como sendo a razão do total do recurso ($q_i, mc_i, mt_i, il_i, m_i$) por produto e do total da oferta a PC (o_i^{pc}) para o ano-base (t^*):

$$\vartheta_{ij}^{casoa} = \frac{r_{it^*}}{o_i^{pc}}. \quad (18)$$

TABELA 6

Usos totais a PC para TRU 2012 e MIP 2010 referente ao produto *pesquisa e desenvolvimento* e atividades selecionadas
(Em R\$ 1 milhão)¹

Dados	...	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	1600 Fabricação de produtos da madeira	...	1800 Impressão e reprodução de gravações	...	3300 Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	...	5800 Edição e edição integrada à impressão	...	Total (atividades e demanda final)
TRU 2012	...	1,000	...	8,000	...	1,000	...	1,000	...	2,000	...	44.753
MIP 2010	...	0,000	...	0,000	...	0,000	...	0,000	...	0,000	...	35.189

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b) e da TRU 2012 (IBGE, 2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valores correntes.

Para as demais atividades e componentes da demanda final associada a esse produto sem o desajuste, os *mark-downs* são calculados da forma habitual. Na tabela 6, observa-se um extrato dos *mark-downs* determinados para o produto *pesquisa e desenvolvimento*.

Outro possível desajuste entre a estrutura da MIP-base e da TRU a ser atualizada ocorre quando o valor total do recurso para determinado produto

31. Seria possível também utilizar os *mark-downs* calculados para uma MIP divulgada posteriormente (como a MIP 2015). Todavia, considera-se uma boa *proxy* na ausência de MIP.

$(q_i, mc_i, mt_i, il_i, m_i)$ é positivo no ano-base e zero no ano a ser atualizado. Esse caso (b) pode aparecer ao utilizar uma MIP como base de um ano posterior ao da TRU a ser atualizada,³² quando certo produto deixou de ser produzido ou importado devido a mudanças no sistema produtivo, ou quando a margem de comércio, transporte ou impostos líquidos é zero.

Como alternativa para resolver o caso (b), atribui-se o valor zero para todos os *mark-downs* de atividades/componentes da demanda final para o produto em que há a discrepância. Essa estratégia foi escolhida após observar que, quando o valor total de um recurso para um produto é zero nas MIPs do SCN 2000 e do SCN 2010, seus usos entre as atividades e os componentes da demanda final também são.

Referente a 2012, observa-se essa discrepância para o produto *arroz, trigo e outros cereais*, já que o total de impostos líquidos de subsídios é zero para 2012 e positivo para 2010. Analisando-se as informações desagregadas para os impostos (ICMS, IPI, imposto de importação e outros impostos líquidos de subsídios), identifica-se que nesse exemplo o valor zero é resultado de impostos e subsídios que se anulam mutuamente. Nesse caso específico, não se pode dizer que o recurso deixou de existir, mas ele coincidentemente é zero, muito provavelmente pelo critério de aproximação do IBGE.

Na tabela 8, mostram-se os *mark-downs* ajustados para o produto *arroz, trigo e outros cereais*. Nele, os *mark-downs* para **UN**, **UM**, **MC**, **MT** são calculados de acordo com a equação (17), e o ajuste do caso (b) corresponde apenas à **IL**. Nesse caso, a soma dos *mark-downs* será diferente de 1 para as atividades e os componentes da demanda final.

32. Por exemplo, ao usar a MIP 2010 para estimar a MIP 2000 com base na TRU 2000, verifica-se que, para o produto *cana-de-açúcar*, não houve importação em 2000, mas houve em 2010. Logo, utilizar o *mark-down* calculado a partir da MIP 2010 não é coerente nesse caso.

TABELA 7
Valores da MIP 2010 e mark-downs para o produto pesquisa e desenvolvimento e atividades selecionadas

Dados	Tabelas	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	1600 Fabricação de produtos da madeira	1800 Impressão e reprodução de gravações	3300 Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	5800 Edição e edição integrada à impressão	Total (atividades e demanda final)
	Tabela de uso nacional a PB	0	0	0	0	0	35.157
	Tabela de usos importados	0	0	0	0	0	0
Valores MIP 2010 (R\$ 1 milhão ¹)	Margem de transporte	0	0	0	0	0	0
	Margem de comércio	0	0	0	0	0	0
	Impostos sobre produtos, líquidos de subsídios	0	0	0	0	0	32
	Tabela de usos totais a PC	0	0	0	0	0	35.189
	Tabela de uso nacional a PB	0,99909	0,99909	0,99909	0,99909	0,99909	0,99909
<i>Mark-down</i> 2010 (%, ajustado para caso a)	Tabela de usos importados	0	0	0	0	0	0
	Margem de transporte	0	0	0	0	0	0
	Margem de comércio	0	0	0	0	0	0
	Impostos sobre produtos, líquidos de subsídios	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00091

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valores correntes.

TABELA 8

MIP 2010: *mark-downs* calculados para o produto arroz, trigo e outros cereais e atividades/componentes da demanda final selecionados
(Em %)

Usos	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aquicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Exportação de bens e serviços	...	Consumo das famílias	...
Uso nacional a PB	0,6518	0,6681	0,0000	0,0000	...	1,0000	...	0,8887	...
Usos importados a PB	0,2054	0,2009	0,0000	0,0000	...	0,0000	...	0,0000	...
Margem de transporte	0,0670	0,0568	0,0000	0,0000	...	0,0000	...	0,0000	...
Margem de comércio	0,0938	0,0873	0,0000	0,0000	...	0,0000	...	0,1216	...
Impostos líquidos de subsídios ¹	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0000	...	0,0000	...

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Ajuste realizado conforme o caso (b).

Outra possível fonte de desajuste é o caso (c), quando o valor total do recurso ($q_i, mc_i, mt_i, il_i, m_i$), ou seja, o numerador do *mark-down* genérico para determinado produto, é nulo no ano-base e positivo no ano a ser atualizado. Isso significa que não havia (ou era inferior a R\$ 500 mil) esse recurso no ano-base, mas que, para o ano a ser estimado, passou a existir. Por exemplo, em 2010 não havia a importação de *laranja* (01917), mas passou-se a importar esse produto em 2012 (R\$ 20 milhões).³³ Nesse caso, não há informação na MIP 2010 capaz de distribuir os valores das TRUs.

Uma primeira forma de ajustamento no caso (c) é utilizar os *mark-downs* calculados a partir de outra MIP publicada posteriormente pelo IBGE, caso exista, para o recurso associado ao produto que apresenta tal desajuste. Em relação ao exemplo de estimação da MIP 2012, podem-se utilizar os *mark-downs* genéricos da MIP 2015 para a importação de *laranja*, uma vez que naquele ano já estava presente a importação desse produto.³⁴ Na tabela 9, estão representados os *mark-downs* ajustados para esse produto, que considera os *mark-downs* da importação de *laranja* calculados a partir da MIP 2015. Já para os demais recursos, mantêm-se os *mark-downs* calculados para 2010.

33. O mesmo desajuste é visto na atualização das MIPs 2013 e 2014, em que se usa como base a MIP 2010.

34. Em relação a 2017, observa-se esse desajuste para os produtos *café em grão* e *carne de suíno*. Logo, como não havia outra MIP posterior disponível, utilizou-se essa forma de ajuste.

Entretanto, no processo de atualização, é comum não haver outra MIP disponível (por exemplo, em 2016 e 2021, antes da publicação oficial da próxima MIP). Então, uma alternativa para calcular o *mark-down* no caso (c) seria utilizar unicamente as informações presentes na TRU a ser atualizada.

TABELA 9

MIPs 2010 e 2015: *mark-downs* calculados para o produto *laranja* e atividades/componentes da demanda final selecionados (usos importados)

Usos	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aquicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Exportação de bens e serviços	...	Consumo das famílias	...
Uso nacional a PB	0,5556	0,6000	0,6667	0,0000	...	0,6574	...	0,6348	...
Usos importa- dos a PB ¹	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0000	...	0,0171	...
Margem de transporte	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0459	...	0,0034	...
Margem de comércio	0,3333	0,4000	0,3333	0,0000	...	0,2828	...	0,3304	...
Impostos líquidos de subsídios	0,1111	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0138	...	0,0314	...

Fonte: Estimativas calculadas a partir de IBGE (2016b) e IBGE (2018).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ *Mark-down* calculado a partir da MIP 2015.

O *mark-down* ajustado para o recurso com esse desajuste passará a ser a proporção do uso a PC de cada atividade/demanda final no valor total desse recurso a PC:³⁵

$$\vartheta_{ij}^{caso_c} = \frac{u_{ij}^{pc}_t}{q_i^{pc}_t}. \quad (19)$$

Se essa forma de ajuste tivesse sido adotada, os *mark-downs* para o produto *laranja* seriam os apresentados na tabela 10. Note que, pela informação da MIP 2015, a importação de *laranja* é consumida apenas pelo *consumo das famílias* (tabela 9). Contudo, pelo cálculo a partir das informações da TRU 2012, conforme equação (19), esse uso seria consumido por outras atividades/componentes da demanda final. Como a informação da MIP 2015 é mais precisa, é possível ver que há uma distorção no cálculo dos *mark-downs* pela segunda forma. Portanto, essa alternativa deve ser utilizada como última opção de ajuste, pois pode levar ao cálculo de estimativas imprecisas.

35. Essa é a forma como Guilhoto e Sesso Filho (2010; 2005) propõem a estimação das tabelas não publicadas pelo IBGE, como será visto na subseção 7.1. Todavia, essa forma pode provocar discrepâncias nos dados, pois nem sempre a estrutura do uso a PC existente na TRU é semelhante à estrutura das demais tabelas de usos.

TABELA 10

MIP 2010: *mark-downs* calculados para o produto *laranja* e atividades/componentes da demanda final selecionados, conforme ajuste do caso (c) – usos importados

Usos	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Exportação de bens e serviços	...	Consumo das famílias	...
Uso nacional a PB	0,5556	0,6000	0,6667	0,0000	...	0,6574	...	0,6348	...
Usos importados a PB ¹	0,0007	0,0005	0,0003	0,0000	...	0,0000	...	0,2069	...
Margem de transporte	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0459	...	0,0034	...
Margem de comércio	0,3333	0,4000	0,3333	0,0000	...	0,0000	...	0,3304	...
Impostos líquidos de subsídios	0,1111	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0000	...	0,0314	...

Fonte: Estimativas calculadas a partir da TRU 2012 (IBGE, 2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ *Mark-down* calculado a partir da equação (19).

Ao final dos ajustes, são obtidos os *mark-downs* ajustados, que incluem – além dos *mark-downs* genéricos – os ajustes empregados nos casos (a), (b) e (c), quando necessário. Cabe ressaltar que os ajustes propostos em (a), (b) e (c) são medidas paliativas para enfrentar os desajustes entre a TRU do ano a ser estimado e a MIP do ano-base, representando menos de 0,5% dos *mark-downs* calculados.

6.1.4 Quarto passo: primeira estimativa das MIPs

Após os *mark-downs* terem sido calculados e as informações das TRUs terem sido preparadas, o próximo passo será estimar uma primeira versão da MIP com base nas informações publicadas nas TRUs. Para obter a primeira estimativa das MIPs, basta multiplicar a tabela dos *mark-downs* ajustados pelo valor correspondente da tabela de usos totais a PC. Dessa forma, verifica-se:

$$\begin{aligned}
 \widehat{UN}_t &= \theta_t^{UN} \otimes UT_t^{pc} \\
 \widehat{UM}_t &= \theta_t^{UM} \otimes UT_t^{pc} \\
 \widehat{MC}_t &= \theta_t^{MC} \otimes UT_t^{pc}, \\
 \widehat{MT}_t &= \theta_t^{MT} \otimes UT_t^{pc} \\
 \widehat{IL}_t &= \theta_t^{IL} \otimes UT_t^{pc}
 \end{aligned} \tag{20}$$

em que o símbolo “ \sim ” representa a estimação inicial de cada uma das tabelas para o ano t ; t^* representa o ano-base utilizada para a estimação; e \otimes representa o produto de Hadamard, que significa a multiplicação elemento-elemento entre duas matrizes.

A título de exemplo, retome os *mark-downs* presentes nas tabelas 5, 7, 8 e 9, calculados para alguns produtos (caso genérico, caso a, caso b, caso c), em relação a 2012. Para cada produto, o valor de UT_t^{pc} será distribuído entre UN , UM , MC , MT e IL , conforme proporções estabelecidas nos *mark-downs*. Ao final do procedimento, obtém-se finalmente uma primeira estimativa para a MIP 2012 a partir dos dados da TRU 2012, em que se usa como base a estrutura da MIP 2010 (tabela 10).

É provável que essa primeira estimativa da MIP tenha alguma discrepância para cada produto entre a soma dos valores estimados em \widehat{UN}_t , \widehat{UM}_t , \widehat{MC}_t , \widehat{MT}_t e \widehat{IL}_t e o total dos recursos presente na tabela de recursos da TRU. Ou seja, apesar de a soma para cada produto das tabelas estimadas pelo lado do uso (na linha) ser igual ao total presente em UT_t^{pc} ³⁴, a soma das atividades e dos componentes da demanda final (nas colunas) será diferente do total por produto divulgado na tabela de recursos (q , m , mc , mte il). Pode-se ver a consistência da primeira estimativa da MIP 2012 gerada a partir da TRU 2012 nas bordas da tabela 11.

No caso do produto *milho em grão*, o total da soma de \widehat{un}_{2012} , \widehat{um}_{2012} , \widehat{mc}_{2012} , \widehat{mt}_{2012} e \widehat{il}_{2012} para esse produto é igual a R\$ 219 milhões, mesmo valor presente na tabela de usos totais a PC da TRU 2012, por definição. Contudo, ao comparar esses valores pelo lado da compra (atividades e componentes da demanda final – soma das colunas), existe diferenças no total dos usos em relação à oferta.

Para a tabela de usos nacional a PB, observa-se que o total estimado para todas as atividades/componentes da demanda final é superior em R\$ 1.136 milhão ao valor da produção nacional a PB, como pode ser visto na coluna *Diferença estimativa e TRU*. Para os outros recursos (importações, margens de comércio e transporte e impostos líquidos), também surge tal diferença – algumas positivas e outras negativas. A soma total dessas diferenças para as diferentes tabelas é compensada, por isso, para o total dos produtos, é igual a zero.

TABELA 11
Diferenças entre a MIP estimada e os valores existentes na TRU 2012
 (Em R\$ 1 milhão)¹

Dados	0191	0192	0280	0580	Soma das atividades e demanda final	Total do recurso – TRU 2012	Diferença estimativa e TRU
	Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	Produção florestal, aquicultura	Exatção de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	15.298,0000	0,0000
TRU 2012					...	32.667,0000	0,0000
	Tabela de usos totais a FC				...	7.449,0000	0,0000
					...	44.753,0000	0,0000
	01911	Arroz, trigo e outros cereais	0,0000	0,0000	...	8.696,0000	1.135,7179
	01912	Milho em grão	15,0000	0,0000	...	26.568,0000	353,8781
	01917	Laranja	2,0000	0,0000	...	4.837,0000	92,4145
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	1,0000	...	44.706,0000	8,8322
	01911	Arroz, trigo e outros cereais	142,3100	0,0000	...	8.696,0000	1.135,7179
	01912	Milho em grão	2.648,4448	11,2500	...	26.568,0000	353,8781
	01917	Laranja	2,4000	1,3333	...	4.837,0000	92,4145
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	...	44.706,0000	8,8322
	01911	Arroz, trigo e outros cereais	44,9732	0,0000	...	8.696,0000	1.135,7179
	01912	Milho em grão	40,7292	0,0000	...	26.568,0000	353,8781
	01917	Laranja	0,0034	0,0005	...	4.837,0000	92,4145
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	...	44.706,0000	8,8322
	01911	Arroz, trigo e outros cereais	14,6652	0,0000	...	8.696,0000	1.135,7179
	01912	Milho em grão	115,1042	1,8750	...	26.568,0000	353,8781
	01917	Laranja	0,0000	0,0000	...	4.837,0000	92,4145
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	...	44.706,0000	8,8322
Estimativa da MIP 2012, com base 2010					...	853,0000	-3,8473
	01911	Arroz, trigo e outros cereais	12,0917	0,0000	...	853,0000	-3,8473
	01912	Milho em grão	393,8321	1,8750	...	1.586,0000	344,3607
	01917	Laranja	0,0000	0,0000	...	579,0000	-179,3226
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000
	01911	Arroz, trigo e outros cereais	20,5313	0,0000	...	853,0000	-3,8473
	01912	Milho em grão	97,3958	1,8750	...	1.586,0000	344,3607
	01917	Laranja	1,6667	0,6667	...	579,0000	-179,3226
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000
Margem de comércio					...	1.739,0000	-323,9780
	01911	Arroz, trigo e outros cereais	18,6026	0,0000	...	1.739,0000	-323,9780
	01912	Milho em grão	341,9318	1,8750	...	4.096,0000	-171,7265
	01917	Laranja	1,6000	0,6667	...	1.934,0000	101,5105
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000
Impostos sobre produtos, líquidos de subsídios					...	0,0000	0,0000
	01911	Arroz, trigo e outros cereais	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000
	01912	Milho em grão	3,5417	0,0000	...	64,0000	-398,7366
	01917	Laranja	0,5556	0,0000	...	79,0000	-0,2396
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	...	47,0000	-8,8440

(Continua)

(Continuação)

Dados	Tabelas	Código do produto	Descrição do produto	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal, pesca, e aquicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Soma das atividades e demanda final	Total do recurso – TRU 2012	Diferença estimativa e TRU
Estimativa da MIP 2012, com base 2010		01911	Arroz, trigo e outros cereais	222,9107	215,7904	0,0000	0,0000	...	15.680,6965	15.298,0000	382,6965
		01912	Milho em grão	1.020,0000	3.401,0000	15,0000	0,0000	...	32.667,0000	32.667,0000	0,0000
		01917	Laranja	5,0034	4,0021	2,0005	0,0000	...	11.631,3410	7.449,0000	4.182,3410
		71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	0,9991	...	44.752,9882	44.753,0000	-0,0118
		01911	Arroz, trigo e outros cereais	3,9107	2,7904	0,0000	0,0000	...	382,6965	0,0000	382,6965
		01912	Milho em grão	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000	0,0000
Diferença por produto	Tabela de usos totais a PC	01917	Laranja	0,0034	0,0021	0,0005	0,0000	...	4.182,3410	0,0000	4.182,3410
		71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0009	...	-0,0118	0,0000	-0,0118

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b) e da TRU 2012 (IBGE, 2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valor corrente.

Entretanto, para os produtos *arroz, trigo e outros cereais; laranja; e pesquisa e desenvolvimento*, há diferença na soma das tabelas estimadas em relação à tabela de usos totais a PC (porque a soma dos *mark-downs* é diferente de 1) e ao total do recurso. Os erros existentes para a soma dos recursos (por coluna) ocorre porque a distribuição dos recursos por cada atividade/componente da demanda final não representa a totalidade da tabela de usos totais a PC.

6.1.5 Quinto passo: ajuste das MIPs estimadas

O quinto passo da estimação é balancear os dados para que os valores das tabelas estimadas sejam iguais ao total do recurso (analisado pela ótica da oferta) e ao total da tabela de usos totais a PC. O balanceamento foi feito a partir do método RAS,³⁶ que realiza um ajustamento biproporcional através da alocação da diferença dos valores originais e das restrições fixadas pelo pesquisador. O ajuste é feito ao multiplicar os dados a serem ajustados por multiplicadores de linhas e colunas por várias rodadas até que seja garantida a igualdade da restrição. Nessa estimação serão ajustados os valores de $\bar{U}\bar{N}_t$, $\bar{U}\bar{M}_t$, $\bar{M}\bar{C}_t$, $\bar{M}\bar{T}_t$ e $\bar{I}\bar{L}_t$ para que as somas das linhas seja igual a q, m, mc, mt e il , bem como os valores das colunas por UT_t^{pc} de maneira isolada para cada um dos 126 produtos.

Existem diferentes versões do RAS na literatura, e Grijó e Bêrni (2006) utilizam a versão mais simples de ajustamento, como pode ser visto em Bulmer-Thomas (1982) e Miller e Blair (2009). No entanto, os autores ressaltam que esse tipo de método RAS pode apresentar problemas de convergência e troca de sinais quando os valores são negativos. Uma vez que a tabela de impostos líquidos de subsídios e os vetores de variação de estoques (nas tabelas de usos nacional a PB e de usos importados) possuem valores negativos, optou-se por utilizar o método RAS generalizado (GRAS). Essa é uma das principais mudanças em comparação à metodologia proposta por Grijó e Bêrni (2006). Utiliza-se a versão do método GRAS de Junius e Oosterhaven (2003), adaptada por Temurshoev, Miller e Bouwmeester (2013),³⁷ em que é possível o ajuste biproporcional mesmo quando há a existência de números negativos ou colunas e linhas iguais a zero, o que se mostrou necessário ao se trabalhar com as MIPs brasileiras.

Em relação às restrições das linhas, deve-se realizar um ajuste prévio na margem de comércio e transporte. Análogo ao primeiro passo de estimação, é necessário ajustar as restrições de linhas para os produtos *comércio por atacado e varejo e transportes de*

36. O nome do método surge pela sua forma de implantação. Foi utilizado inicialmente por Richard Stone para atualizar uma matriz de coeficientes técnicos para um ano base $A(0)$ a partir dos multiplicadores de linhas (\hat{r}) e de colunas (\hat{s}), ou seja, $A(1) = \hat{r}A(0)\hat{s}$. Nesse caso, cada elemento r_i de \hat{r} multiplica cada elemento na linha i de $A(0)$, e cada elemento s_j de \hat{s} multiplica cada elemento na coluna j de $A(0)$ – para $i, j = 1, \dots, n$ (Miller e Blair, 2009). Apesar de originalmente ter sido utilizado para atualizar coeficientes técnicos, hoje em dia é amplamente utilizado para atualizar valores nominais.

37. O grau de convergência adotado por Temurshoev, Miller e Bouwmeester (2013) foi de $0,1e^5$ (0,000001).

carga. Dois são esses ajustes: um associado à produção doméstica a PB (9) e outro relacionado às margens de comércio e transporte. A tabela 12 mostra esse ajuste para a atualização da MIP 2012 com base na TRU 2012 e na MIP 2010.

TABELA 12

Ajuste da restrição de linha para os produtos *comércio por atacado e varejo e transporte, armazenamento e serviços auxiliares* (2012)

(Em R\$ 1 milhão)¹

Recursos (restrição de linha)	Comércio por atacado e varejo		Transporte, armazenamento e serviços auxiliares	
	TRU	Ajustado	TRU	Ajustado
Produção nacional a PB (A)	805.668	87.924	192.618	133.123
Importação	2.005	2.005	5.090	5.090
Margem de comércio (B)	-717.744	0	0	0
Margem de transporte (C)	0	0	-59.495	0
Impostos sobre produtos, líquidos de subsídios	1.791	1.791	9.461	9.461
Produção a PC	91.720	91.720	147.674	147.674

Fonte: Estimativas calculadas a partir da TRU 2012 (IBGE, 2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valor corrente.

O valor da margem de comércio atribuído ao produto *comércio por atacado e varejo* é de R\$ -717.744 milhões na TRU 2012. Já o valor da oferta nacional a PB para esse produto é de R\$ 805.668 milhões. O valor ajustado da oferta nacional a PB para o produto *comércio por atacado e varejo* deverá adicionar (como o valor da margem é negativo, isso significa deduzir) o valor da margem de comércio para esse produto da sua oferta, o que retorna um valor de R\$ 87.924 milhões. Esse novo valor será a restrição da linha para a produção nacional a PB desse produto (linha A). Agora, é necessário ajustar a restrição da linha do produto *comércio por atacado e varejo* associado ao vetor da *margem de comércio* publicado na TRU. Como tal valor foi deduzido desse produto no vetor de produção a PB, para manter a consistência, devem-se adicionar R\$ 717.744 milhões ao valor do produto no vetor da *margem de comércio*. Como resultado, verifica-se uma restrição de linha igual a zero para esse produto associado a tal margem.

Isso deve ser realizado para o produto *transporte de carga*, mas levando-se em consideração a *margem de transporte* (linha C), conforme tabela 12. Note que, para ambos os produtos, o total da produção a PC é o mesmo, de modo que se modifica apenas a distribuição entre a produção a PB e as margens de transporte e comércio.

De posse de todas as restrições de linhas e colunas, realiza-se o balanceamento biproporcional. Após a realização do GRAS para os produtos *arroz, trigo e outros cereais; milho em grão; laranja; e pesquisa e desenvolvimento*, obtém-se a tabela 13.

Nela se observa que a soma dos valores para \bar{UN}_{2012} , \bar{UM}_{2012} , \bar{MC}_{2012} , \bar{MT}_{2012} e \bar{L}_{2012} é equivalente às restrições impostas na tabela de usos totais a PC e nos vetores dos recursos, publicados na TRU 2012.

Deve-se ressaltar que, após o equilíbrio adequado via GRAS, os *mark-downs* previamente calculados por meio da matriz de base MIP (t^*) serão diferentes dos *mark-downs* calculados para a nova matriz estimada para t . Por isso, é possível observar eventuais mudanças estruturais entre a MIP-base e a MIP atualizada.

TABELA 13

Estimativa final da MIP 2012 com base na TRU 2012 e na MIP 2010 para produtos e atividades selecionadas
(Em R\$ 1 milhão)¹

Dados	Tabelas	Código do produto	Descrição do produto	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós- colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aquiicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Soma das atividades e demanda final	Total do recurso – TRU 2012	Diferença, estimativa e TRU
TRU 2012	Tabela de usos totais a PC	01911	Arroz, trigo e outros cereais	219,0000	213,0000	0,0000	0,0000	...	15.298,0000	15.298,0000	-
		01912	Milho em grão	1.020,0000	3.401,0000	15,0000	0,0000	...	32.667,0000	32.667,0000	-
		01917	Laranja	5,0000	4,0000	2,0000	0,0000	...	7.449,0000	7.449,0000	-
		71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	...	44.753,0000	44.753,0000	-
Tabela de uso nacional a PB	01911	Arroz, trigo e outros cereais	126,4110	127,2053	0,0000	0,0000	...	8.696,0000	8.696,0000	0,0000	
	01912	Milho em grão	741,8534	2.641,3033	11,4080	0,0000	...	26.568,0000	26.568,0000	0,0000	
	01917	Laranja	2,8078	2,4344	1,3492	0,0000	...	4.837,0000	4.837,0000	0,0000	
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	0,9989	...	44.706,0000	44.706,0000	0,0000	
Tabela de usos importados	01911	Arroz, trigo e outros cereais	51,7204	49,6642	0,0000	0,0000	...	4.010,0000	4.010,0000	0,0000	
	01912	Milho em grão	62,9009	77,4029	0,0000	0,0000	...	353,0000	353,0000	0,0000	
	01917	Laranja	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	20,0000	20,0000	0,0000	
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000	0,0000	
Estimativa MIP 2012, base 2010	Margem de transporte	01911	Arroz, trigo e outros cereais	15,1210	12,5839	0,0000	0,0000	...	853,0000	853,0000	0,0000
		01912	Milho em grão	93,1180	326,9023	1,5825	0,0000	...	1.586,0000	1.586,0000	0,0000
		01917	Laranja	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	579,0000	579,0000	0,0000
		71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000	0,0000
Margem de comércio	01911	Arroz, trigo e outros cereais	25,7476	23,5466	0,0000	0,0000	...	1.739,0000	1.739,0000	0,0000	
	01912	Milho em grão	100,0521	360,4038	2,0095	0,0000	...	4.096,0000	4.096,0000	0,0000	
	01917	Laranja	1,6252	1,5656	0,6508	0,0000	...	1.934,0000	1.934,0000	0,0000	
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000	0,0000	

(Continua)

(Continuação)

Dados	Tabelas	Código do produto	Descrição do produto	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós- colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aqüicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Soma das atividades e demanda final	Total do recurso – TRU 2012	Diferença, estimativa e TRU
Estimativa MIP 2012, base 2010	Impostos sobre produtos, líquidos de subsídios	01911	Arroz, trigo e outros cereais	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	...	0,0000	0,0000	0,0000
		01912	Milho em grão	22,0756	-5,0123	0,0000	0,0000	...	64,0000	64,0000	0,0000
		01917	Laranja	0,5670	0,0000	0,0000	0,0000	...	79,0000	79,0000	0,0000
		71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	0,0011	...	47,0000	47,0000	0,0000
	Total por produto	01911	Arroz, trigo e outros cereais	219,0000	213,0000	0,0000	0,0000	...	15.298,0000	15.298,0000	0,0000
	01912	Milho em grão	1.020,0000	3.401,0000	15,0000	0,0000	...	32.667,0000	32.667,0000	0,0000	
	01917	Laranja	5,0000	4,0000	2,0000	0,0000	...	7.449,0000	7.449,0000	0,0000	
	71801	Pesquisa e desenvolvimento	0,0000	0,0000	0,0000	1,0000	...	44.753,0000	44.753,0000	0,0000	

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b) e da TRU 2012 (IBGE, 2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valor corrente.

6.1.6 Sexto passo: reinserção das margens de comércio e transporte

Como os valores das *margens de comércio e transporte* foram extraídos para os produtos associados a tais margens de modo a calcular as informações estruturais da MIP-base, o último passo é reinserir esses valores na MIP estimada. Essa inserção visa manter as MIPs estimadas no mesmo padrão da MIP publicada pelo IBGE.

Em relação a 2012, utilizado como exemplo, realiza-se a operação inversa à presente na tabela 1, mas agora inserindo os valores das *margens de comércio e transporte* que foram estimadas no valor do uso nacional a PB desses produtos. Na tabela 14, a linha (A) demonstra o valor da tabela de usos nacional a PB da MIP 2012 estimada do produto *comércio por atacado e varejo* demandado por algumas atividades. Esse valor se refere apenas ao consumo intermediário do produto *comércio por atacado e varejo* para a produção dos próprios serviços (por exemplo, para 0191 o valor é R\$ 165 milhões).

TABELA 14

Adição da margem de comércio e transporte na tabela de usos a PB para atividades selecionadas
(Em R\$ 1 milhão)¹

Produtos	Valores	0191 Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	0192 Pecuária, inclusive o apoio à pecuária	0280 Produção florestal; pesca; e aquicultura	0580 Extração de carvão mineral e de minerais não metálicos	...	Total (atividades e demanda final)
Comércio por atacado e varejo	Tabela de usos nacional a PB (A) sem margens	165	39	25	81	...	87.924
	Somatório da margem, exclusive produto (B)	10.445	6.633	589	568	...	717.744
	Tabela de usos nacional a PB com margens (A+B)	10.610	6.672	614	649	...	805.668
Transporte, armaze- namento e serviços auxiliares	Tabela de usos nacional a PB (C) sem margens	2.642	451	358	605	...	133.123
	Somatório da margem, exclusive produto (D)	1.284	1.440	96	105	...	59.495
	Tabela de usos nacional a PB com margens (C+D)	3.926	1.891	454	709	...	192.618

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b) e da TRU 2012 (IBGE, 2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valor corrente.

Todavia, como é feito na MIP divulgada pelo IBGE, deve-se adicionar o consumo intermediário que os outros produtos demandam do produto comércio. Isso é realizado pela adição do valor do somatório de todos os produtos (linhas) da *margem de comércio*, exclusive o valor do produto *comércio por atacado e varejo* (R\$ 7.553 milhões para 0191). O valor da *UN*, agora com as margens, é obtido de $(A) + (B) = \text{R\$ } 10.445$ milhões para 0191, e esse valor representa o consumo intermediário do produto comércio para a produção dos próprios serviços, incluindo o que foi pago de margem de comercialização pelos outros produtos decorrentes de seus processos produtivos. O mesmo procedimento é aplicado para o total das atividades e para a demanda final, o que retorna o valor original da produção a PB desse produto presente na TRU 2012.

No caso dos transportes, o ajuste é análogo para a *margem de transportes* e o produto *transportes de carga*; tal ajuste pode ser visto nas linhas (C) e (D). Ao final, reestabelece-se o valor original da produção a PB desse produto presente na TRU 2012, apresentado em *q*.

Ao seguir esses seis passos, obtém-se a estimação das MIPs anuais entre 2011 e 2021.

6.2 Estimação das MIPs anuais para anos anteriores a 2010

Como visto na subseção anterior, o método proposto por Grijó e Bêrni (2006) pressupõe a estimação das MIPs a partir de uma MIP do ano-base. Contudo, sabe-se que, apesar do esforço do IBGE de compatibilizar as séries anteriores a 2010 com a publicação das TRUs retropoladas, não foram publicadas versões das MIPs 2000 e 2005 no SCN 2010. Além disso, conforme observa-se na quarta seção, as mudanças metodológicas incorporadas ao novo SCN impossibilitam o cruzamento das informações das MIPs 2000 e 2005 no SCN 2000 com os dados das TRUs no SCN 2010.

Dessa maneira, foi tomada a decisão de estimar as MIPs de 2000 a 2009 usando a MIP 2010 como base. É esperado que esse procedimento perca informações estruturais disponíveis na MIP 2000 e na MIP 2005, especialmente em relação aos anos distantes de 2010. Entretanto, utilizar as informações do SCN 2000 poderia levar a uma falsa interpretação de que houve mudanças estruturais na economia, quando na realidade elas estariam associadas apenas às modificações metodológicas da sua construção. Logo, esse é o custo para obter uma série de longo prazo em razão das mudanças metodológicas que caracterizaram a evolução do SCN brasileiro no período analisado.

A seguir, serão demonstrados os passos para a estimação da série de MIPs 2000-2009.

6.2.1 Primeiro passo: preparação dos dados da MIP

Tendo em vista que a MIP 2010 será utilizada como base, o primeiro passo é agregar do nível de 67 atividades e 127 produtos para o nível comum, de 42 setores e 91 produtos.^{38,39}

38. O nível divulgado na retropolação (51 atividades e 107 produtos) não é uma agregação direta do nível de maior desagregação, que contém 68 atividades e 128 produtos. Após tal comparação entre esses dois níveis, foi possível chegar a um nível de desagregação de 44 atividades e 92 produtos. Entretanto, como um dos objetivos deste trabalho consiste na comparação dos dados das MIPs do SCN 2000 com os dados do SCN 2010, a comparação das CNAEs 1.0 e 2.0 acarretou a agregação de alguns setores e produtos. Ao final, obteve-se um nível comum em 42 atividades e 91 produtos.

39. Esse tradutor está disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/12753>.

Feito isso, o próximo passo para preparar a MIP é fazer o ajuste dos produtos associados ao *comércio por atacado e varejo e transporte e armazenagem* na tabela de usos a PB, considerando-se as *margens de comércio e transporte*, conforme mencionado na subseção anterior.

6.2.2 Segundo passo: ajuste das TRUs

Um primeiro ajuste nas TRUs retropoladas está associado ao ajuste CIF-FOB das importações do produto *transporte de carga*. Nas TRUs retropoladas, o IBGE considera a prestação de serviços de transporte por empresas brasileiras como sendo uma importação negativa, contabilizada no ajuste CIF-FOB. Todavia, na MIP 2010, seguindo a recomendação do SCN 2008 (EC, 2009), esse serviço prestado pelos produtores nacionais é considerado uma exportação, o que reduz o valor negativo do ajuste CIF-FOB. Portanto, tanto as importações e as exportações de transporte quanto o saldo total da economia são maiores nas MIPs em comparação com as TRUs.⁴⁰

Para incorporar essas mudanças, deve-se ajustar o valor das importações do produto *transporte de carga* nas TRUs de 2000 a 2009, no nível da retropolação, que contém 107 produtos. Esse ajuste tomará como base a relação entre importações e exportações e levará em consideração a TRU 2010 (IBGE, 2015b) e a MIP 2010 (IBGE, 2016b).

Na TRU 2010, o valor do ajuste CIF-FOB era de R\$ -16.948 milhões, e a importação de serviços para esse produto era de R\$ 16.400 milhões. Ao fazer o saldo, ou seja, o total da importação líquida do ajuste CIF-FOB, obtém-se o valor de R\$ -548 milhões. Com base nessa informação, observa-se que os fornecedores brasileiros prestam serviços no valor de R\$ 4.950 milhões, o que corresponde à diferença do ajuste CIF-FOB das importações na MIP 2010 e na TRU 2010. Dessa forma, infere-se que 29,21% (R\$ 4.950 milhões divididos por R\$ 16.948 milhões) do ajuste CIF-FOB da TRU se referem à prestação de serviços de empresas brasileiras e que 70,79% são prestados por empresas estrangeiras.

Com isso, verifica-se que 70,79% do total das importações para o produto *transporte de carga* das TRUs será alocado no vetor importações e que os 29,21% devem ser adicionados à exportação desse produto.

Na tabela 15, será demonstrado o ajuste para 2000 de modo a exemplificar tal procedimento. O valor do ajuste CIF-FOB para 2000 é de -R\$ 4.212 milhões.

40. No momento de divulgação da MIP 2010 (IBGE, 2016b), observa-se que o valor das importações dos produtos *transporte terrestre de carga; transporte aquaviário; e transporte aéreo* era superior ao da TRU para aquele mesmo ano (IBGE, 2015b). Entretanto, posteriormente, o IBGE, para as TRUs de 2010 a 2021, ajustou os valores de importações para esses produtos conforme recomendado (EC, 2009). Logo, atualmente os valores de importações para esses produtos nas MIPs 2010 e 2015 correspondem aos mesmos observados nas TRUs 2010 e 2015.

Entretanto, apenas 70,71% desse valor deveria ser contabilizado como ajuste CIF-FOB. O equivalente disso é R\$ -2.982 milhões, que correspondem a uma diferença de -R\$ 1.230 milhão. Como o valor total das importações para esse produto foi alterado, também deve-se ajustar a oferta total a PB e a oferta total a PC, tanto para o produto quanto para o total da economia. Assim, os valores observados em importação, oferta total a PB e oferta total a PC ajustada serão maiores do que originalmente na TRU.

TABELA 15

Ajustamento do total das importações para o produto transporte de carga e para o total da economia
(Em R\$ 1 milhão)¹

Produto	Tabelas		Recursos			Usos totais a PC			
	Dados	Importações			Oferta total a PB	Oferta total a PC	Exportações	Demanda final	Demanda total
		Ajuste CIF-FOB	Bens e serviços	Total					
Transporte de carga	Original	-4.212,65	6.059,03	1.846,38	57.515,96	51.386,33	2.682,97	6.332,88	51.386,33
	Ajustado	-2.982,26	6.059,03	3.076,76	58.746,35	52.616,72	1.452,58	7.563,27	52.616,72
	Diferença	-1.230,39	0,00	-1.230,39	-1.230,39	-1.230,39	1.230,39	-1.230,39	-1.230,39
Total da economia	Original	-4.394,65	153.702,16	-	2.237.044,27	2.404.809,96	16.853,27	1.348.399,58	2.404.809,96
	Ajustado	-3.164,26	153.702,16	-	2.238.274,66	2.406.040,35	15.622,88	1.349.629,97	2.406.040,35
	Diferença	-1.230,39	0,00	-1.230,39	-1.230,39	-1.230,39	1.230,39	-1.230,39	-1.230,39

Fonte: Estimativas calculadas a partir da MIP 2010 (IBGE, 2016b) e da TRU 2012 (IBGE, 2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Valor corrente.

Em relação aos usos totais a PC, procedimento análogo deve ser realizado para as exportações. Deve-se adicionar o valor negativo da diferença do ajuste CIF-FOB ao valor original das exportações, o que gera o novo montante de R\$ 1.452,59 milhão. Logo, o valor das exportações ajustado será maior em R\$ 1.230 milhão quando comparado ao original. Para manter a consistência, novos valores da demanda final e da demanda total devem ser calculados, tanto por produto quanto para o total da economia.

Depois desse ajuste, as TRUs retropoladas, divulgadas no nível de 51 produtos e 107 setores, devem ser agregadas para o nível comum de estimação, com 42 setores e 91 produtos.

6.2.3 Terceiro passo: cálculo das informações estruturais

Feita a preparação dos dados, o próximo passo é calcular as informações estruturais para a MIP 2010, em que se considera o nível de 42 setores e 91 produtos. Além do *mark-down* genérico, como demonstrado anteriormente, podem ocorrer discrepâncias conforme os casos (a), (b) e (c). Quando ocorre o caso (c), a alternativa da equação (19) é adotada, já que não há outra MIP disponível no mesmo SCN.

Mesmo fazendo todos esses ajustes, ainda observou-se um problema com a estimativa do produto *algodão herbáceo e outras culturas temporais*, para 2001 e 2004, associado à tabela de impostos líquidos de subsídios. São positivos os resultados preliminares para a estimativa de imposto usando a MIP 2010 (conforme o quarto passo da estimação), enquanto é negativo o total de impostos líquidos de subsídios disponível na TRU para esse produto. Como não há nenhum *mark-down* negativo para as atividades nem componente da demanda final que demande esse produto, o método GRAS não é capaz de balancear a matriz. Portanto, para esse produto especificamente, foram utilizados os *mark-downs* calculados com base na MIP 2005 (SCN 2000). Como tal produto se relaciona majoritariamente com a atividade *agricultura, silvicultura, exploração florestal, pecuária e pesca*, que está muito agregada, considera-se que tal procedimento não interfere na qualidade das estimações.

6.2.4 Quarto passo: primeiras estimativas das MIPs

O próximo passo é obter a primeira estimativa das MIPs a partir da multiplicação dos *mark-downs* ajustados pelo valor correspondente da tabela de usos totais a PC, como visto anteriormente na equação (20).

6.2.5 Quinto passo: ajuste das MIPs estimadas

Como já foi visto, é provável que a soma por produto – ou por atividade/componente da demanda final das tabelas estimadas – seja diferente do valor dos recursos e da tabela de usos totais a PC publicados nas TRUs retropoladas. Logo, é necessário fazer o ajuste via GRAS.

Em relação ao ajuste das restrições dos vetores de margens de comércio e transporte e da produção nacional a PB, conforme consta na subseção 6.2.1, devem-se considerar os produtos *comércio por atacado e varejo e transporte e armazenagem*. Em seguida, é possível fazer o ajuste mediante GRAS. Com isso, obtêm-se as MIPs estimadas balanceadas.

6.2.6 Sexto passo: reinserção das margens de comércio e transporte

Uma vez estimada a série de MIPs 2000-2009, o próximo passo é reinserir a soma das margens de comércio e transporte estimadas, exclusive seus produtos associados, *comércio por atacado e varejo e transporte e armazenagem* no valor da tabela de usos nacional a PB. Com esse procedimento, as MIPs estimadas possuem a mesma estrutura publicada pelo IBGE.

6.3 Séries estimadas

Foi visto que, pelos processos de estimação, as MIPs entre 2000-2009 e 2011-2021 têm diferentes números de setores e produtos. Nesse sentido, para criar uma série compatível ao longo do tempo, faz-se necessário agregar as MIPs estimadas para depois de 2010 ao nível de 42 setores e 91 produtos. Ademais, para completar a série, são utilizadas as MIPs 2010 (IBGE, 2016b) e MIP 2015 (IBGE, 2018) publicadas pelo IBGE.

Com base nesses níveis de desagregação, estimam-se duas séries de MIPs: uma de 2000 a 2021,⁴¹ com nível de agregação de 42 atividades e 91 produtos, e outra de 2010 a 2021, com 67 atividades e 126 produtos.

TABELA 16
Fonte das informações para a estimação das MIPs de acordo com o período (2000-2021)

Período	Fonte	Nível de agregação das TRUs	Série I de MIPs 42 atividades	Série II de MIPs 67 atividades
2000-2009	Estimado com base na MIP 2010 (IBGE, 2016b) e nas TRUs 2000-2009 (IBGE, 2015b)	51 atividades e 107 produtos	42 atividades e 91 produtos	-
2010	IBGE (2016b)	67 atividades e 127 produtos	42 atividades e 91 produtos	67 atividades e 126 produtos
2011-2014	Estimado com base na MIP 2010 (IBGE, 2016b) e nas TRUs 2011-2014 (IBGE, 2023)	68 atividades e 128 produtos	42 atividades e 91 produtos	67 atividades e 126 produtos
2015	IBGE	67 atividades e 127 produtos	42 atividades e 91 produtos	67 atividades e 126 produtos
2016-2021	Estimado com base na MIP 2015 (IBGE, 2018) e nas TRUs 2016-2021 (IBGE, 2023)	68 atividades e 128 produtos	42 atividades e 91 produtos	67 atividades e 126 produtos

Fonte: Elaboração dos autores.

A estimação dos dois níveis visa oferecer ao pesquisador a possibilidade de escolha de acordo com o recorte temporal desejado. Para todas as MIPs, calculam-se as matrizes retangulares (produto por setor) de coeficientes técnicos nacional (B_n) e importada (B_m), a matriz (setor por setor) de coeficientes técnicos nacional (A_n) e a matriz inversa de Leontief (L_n).⁴²

7 COMPARAÇÃO DE ESTIMAÇÕES

Com o objetivo de visualizar, mesmo que de forma limitada, a qualidade de estimação das MIPs pelo método proposto na seção anterior, nesta seção será realizada a comparação com as MIPs estimadas pelo método proposto por Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010), amplamente utilizadas na economia brasileira.

41. Conforme divulgado pelo IBGE (Atualização..., 2020), a próxima MIP a ser publicada será referente a 2021, com revisões do SCN e outras pesquisas estruturantes. No entanto, a TRU 2021 ainda foi divulgada na estrutura do SCN 2010 (IBGE, 2023).

42. As séries completas de MIPs estimadas e as tabelas derivadas estão disponíveis em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/12753>.

7.1 Metodologia proposta por Guilhoto e Sesso Filho

A metodologia proposta por Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010) propõe realizar a estimativa das tabelas de uso nacional a PB; da tabela de usos importados; da margem de comércio; da margem de transporte; e do conjunto de impostos (IPI, ICMS e o total de impostos totais líquidos de subsídios) a partir das tabelas de usos totais a PC publicadas nas TRUs. São estimadas proporções da seguinte forma:

$$\Phi_{ij} = \frac{ut_{ij}^{pc}}{\sum_{j=1}^{n,k} ut_{ij}^{pc}}, \quad (21)$$

em que ut_{ij}^{pc} é o valor do produto i vendido para os n setores da economia ou k componentes da demanda final; e $\sum_{j=1}^{n,k} ut_{ij}^{pc}$ representa o total da demanda por produto, valorado a preços do consumidor. Assim, a distribuição de cada linha (produto) é realizada pela proporção da demanda intermediária das atividades ou da demanda final de cada componente. O somatório de todos os coeficientes representa o total da produção por produto: $\sum_{j=1}^{n,k} \Phi_{ij} = 1$.

A estimação é realizada então a partir da multiplicação de Φ_{ij} pelos vetores existentes na tabela de recursos presente nas TRUs (oferta a PB, margem de comércio, margem de transportes, conjunto de vetores de impostos e importações). Ao final, estimam-se a tabela de usos nacional a PB, a tabela de usos importados e as tabelas de passagem (margens de comércio e transporte, impostos de importação, IPI, ICMS, total de impostos líquidos de subsídios). Por essa razão, esse método permite a estimação de tabelas completas para o conjunto dos impostos, diferentemente da metodologia proposta neste artigo e do que é publicado pelo IBGE. É importante notar também que não é necessário nenhum tipo de ajuste como ocorre no método anterior, já que as proporções calculadas são por produto e o total da soma das tabelas estimadas será equivalente ao total dos recursos presentes nas TRUs.

7.2 Comparação de estimações

Para comparar os dois métodos, nesta subseção mostram-se os critérios utilizados para identificar qual metodologia gera a estimação mais precisa do ponto de vista matemático e estatístico em comparação à MIP divulgada oficialmente pelo IBGE.

A comparação realizada a título ilustrativo refere-se a 2015, para o qual há uma MIP divulgada oficialmente pelo IBGE (chamada doravante de MIP-15). Cabe ressaltar que 2015 não é um ponto ideal para comparação, uma vez que teve retração da atividade produtiva, alta taxa de inflação comparativamente a outros anos e possivelmente maiores variações de preços relativos.⁴³ A MIP-15 será comparada com duas estimativas: i) *MIP-P-15*: MIP 2015 estimada a partir da MIP

43. Outra possibilidade seria fazer a comparação para 2010, estimando uma MI-P-10, mas utilizando a estrutura de 2015, e depois realizar a comparação. No entanto, a base de 2015 também teria os mesmos problemas.

2010 com dados da TRU 2015, conforme metodologia proposta; e ii) *MIP-N-15*: MIP 2015 estimada como propõe Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010).

Como menciona Lahr (Knudsen e Fotheringham, 1986⁴⁴ *apud* Lahr, 2001), as medidas de comparação entre duas matrizes estimadas têm como objetivo medir a capacidade da metodologia de estimação, gerar resultados precisos e determinar a significância estatística da diferença entre o modelo estimado e os dados verdadeiros. No entanto, é sempre uma comparação preliminar, já que envolve várias limitações. Primeiramente, como visto, as MIPs estimadas são as primeiras aproximações de uma MIP “verdadeira”. Logo, eventuais discrepâncias podem ser derivadas de mudanças que não podem ser captadas pelo método de estimação, por exemplo, as mudanças nos níveis de preços relativos entre o ano utilizado como base e o ano estimado.

Apesar de existirem inúmeras medidas para a estimação da proximidade entre duas matrizes, Cho, Cho e Lee (2013) apontam que a maior dificuldade ao comparar os métodos de estimação é o fato de que um pode ser muito preciso para a estimação de determinada atividade/produto, mas pode gerar estimativas muito distantes para outros. Entre as possibilidades, selecionaram-se três medidas comumente utilizadas na literatura econômica como critérios de avaliação, conforme a seguir descrito.⁴⁵

- 1) Desvio médio absoluto (*mean absolute deviation* – MAD): representa quanto um coeficiente estimado é diferente do original:

$$MAD = \frac{1}{h \times r} \sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^r |\tilde{\omega}_{ij} - \omega_{ij}^*|, \quad (22)$$

em que $\tilde{\omega}_{ij}$ representa o valor estimado; ω_{ij}^* simboliza o valor verdadeiro da MIP publicada pelo IBGE; h significa ou o número de atividades ou o de produtos; e r equivale ao número de atividades ou de componentes da demanda final, a depender do indicador a ser analisado. Quanto menor seu valor, maior será a eficácia da estimação. Entretanto, esse indicador não pondera os desvios, mas considera o tamanho do coeficiente da matriz original, além de seu valor ser influenciado pelo tamanho da matriz.

- 2) Diferença absoluta ponderada padronizada (*standardized weighted absolute difference* – SWAD): fornece uma ideia de distância média entre a estimativa e a matriz verdadeira, mas é ponderada pelo tamanho das transações da matriz verdadeira, o que dá mais peso aos erros observados nos coeficientes/valores mais altos da matriz original (Lahr, 1992):

44. Knudsen, D. C.; Fotheringham, A. S. Matrix comparison, goodness-of-fit, and spatial interaction modeling. *International Regional Science Review*, v. 10, n. 2, p. 127-147, 1986.

45. Para análise detalhada de indicadores de comparação de erro, ver Lahr (2001).

$$SWAD = \frac{\sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^r |\omega_{ij}^*| \times |\tilde{\omega}_{ij} - \omega_{ij}^*|}{\sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^r (\omega_{ij}^*)^2}. \quad (23)$$

- 3) Índice de Theil (U_{theil}): índice que fornece uma medida de proporção da distância entre a estimativa e o valor verdadeiro, bem como três outras proporções, a saber, viés, variação e covariância. Quando o erro é atribuído ao viés, significa que os valores estimados tendem a ser consistentemente mais altos ou mais baixos que os valores reais. Quando é atribuído à variação, existe um padrão aparente na estrutura de erros que é correlacionado com os valores reais. Sua maior penalidade é não ponderar os erros para coeficientes muito altos (Lahr, 2001):

$$U_{theil} = \frac{\sqrt[2]{\sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^r (\tilde{\omega}_{ij} - \omega_{ij}^*)^2}}{\sqrt[2]{\sum_{i=1}^h \sum_{j=1}^r (\omega_{ij}^*)^2}}. \quad (24)$$

Cabe destacar que esses indicadores têm como objetivo capturar a distância entre o valor da estimativa e o original para a MIP. Dessa forma, apesar de cada indicador propor um peso diferente ou padronizar os indicadores, observa-se que são uma versão modificada do desvio absoluto. Então se espera que os resultados desses indicadores gerem interpretações semelhantes.

Tradicionalmente, tais medidas são calculadas apenas para os coeficientes técnicos nacionais que visam à comparação. Entretanto, apesar de muito relevante para o modelo IP, considera-se que a comparação de uma só variável seja insuficiente para analisar a estimativa como um todo, visto que se trataria apenas do consumo intermediário doméstico. Logo, para ampliar o espectro de comparação, serão comparados os coeficientes técnicos nacionais e importados nas dimensões atividade/produto por atividade; a matriz de demanda final nacional e importada nas dimensões produto/atividade por componente da demanda final; a matriz inversa de Leontief; o consumo intermediário e a demanda final das margens de comércio; a margem de transporte; e os impostos líquidos de subsídios.

7.3 Resultados

Nesta subseção será avaliada a precisão das estimações para a MIP 2015 em comparação com a MIP publicada pelo IBGE. Para realizar essa comparação, os dados das três versões das MIPs (proposta, Nereus e IBGE) foram agregados ao nível de 126 setores e 67 atividades, e, depois, foram calculadas as variáveis que serão analisadas. Em relação à interpretação das medidas, quanto menor (ou mais próximo de zero) for o valor para os diversos indicadores, maior será a precisão da estimativa.

Nessa perspectiva, ao analisar a tabela 2, observa-se que, para todas as variáveis consideradas, os indicadores demonstram que o método aqui utilizado, proposto por Grijó e Bêrni (2006), gera resultados mais próximos da MIP-15 quando comparado com a MIP-N-15.

Outro ponto a ser ressaltado são os “elevados” erros obtidos pelo método Nereus para o caso das tabelas margem de comércio, margem de transporte e impostos líquidos de subsídios. Essa diferença da estimativa em relação à MIP do IBGE demonstra que a estrutura da tabela de usos a preços do consumidor é muito diferente da estrutura das tabelas de passagem.

Esse resultado também é semelhante ao encontrado por Martinez (2016), o qual ressalta que, apesar de os modelos mais tradicionais utilizarem apenas as informações da demanda nacional e importada de produtos, outros estudos podem ter como objetivo analisar o impacto de mudanças dos impostos líquidos⁴⁶ e das margens de comércio e transporte na estrutura produtiva.

Fato interessante: o nível de agregação dos dados importa para a comparação, gerando medidas de erro diferentes para os dois métodos de estimação. Por exemplo, no caso dos coeficientes técnicos nacionais, quando são avaliados na desagregação produto por atividade, o erro é menor do que quando se considera a dimensão atividade por atividade. Todavia, a razão dos erros entre as duas estimativas aumenta, indicando que o erro presente na MIP-N-15 cresce mais do que na MIP-P-15.

O mesmo comportamento acontece para o caso da demanda final nacional e importada. Como a matriz de *market-share* é a mesma para as três versões da MIP 2015 e como os números de atividades, produtos e componentes da demanda final são os mesmos, a diferença no erro devido à agregação decorre das distintas ponderações atribuídas a cada setor.

TABELA 17

Estimativas de erro para as estimações do método proposto e do método Nereus para a MIP 2015

Indicador	MAD			SWAD			U de Theil		
	P	N	N/P	P	N	N/P	P	N	N/P
	Nacional								
Coefficientes técnicos nacionais Bn ($m \times n$)	0,0001	0,0004	2,57	0,0262	0,0883	3,38	0,0661	0,1528	2,31
Coefficientes técnicos nacionais: An ($m \times n$)	0,0002	0,0006	2,65	0,0233	0,0835	3,59	0,0571	0,1434	2,51
Inversa de Leontief: Ln ($m \times n$)	0,0004	0,0010	2,59	0,0041	0,0141	3,47	0,0136	0,0320	2,36

(Continua)

46. Ver Tourinho, Alves e Silva (2010).

(Continuação)

Indicador	MAD			SWAD			U de Theil		
	P	N	N/P	P	N	N/P	P	N	N/P
Método									
Demanda final ($m \times k$)	98,8233	596,9371	6,04	0,0023	0,0448	19,90	0,0103	0,0966	9,41
Demanda final ($n \times k$)	155,5072	1026,5179	6,60	0,0020	0,0409	20,60	0,0088	0,0860	9,82
Importado									
Coeficientes técnicos importados: Bm ($m \times n$)	0,0001	0,0002	1,49	0,1249	0,1895	1,52	0,2038	0,2963	1,45
Coeficientes técnicos importados: Am ($m \times n$)	0,0002	0,0003	1,47	0,0924	0,2063	2,23	0,1586	0,2686	1,69
Demanda final ($m \times k$)	59,2326	134,2179	2,27	0,1024	0,1529	1,49	0,1912	0,4148	2,17
Demanda final ($n \times k$)	97,7494	229,4845	2,35	0,0837	0,1547	1,85	0,1682	0,4158	2,47
Margem de comércio									
Consumo intermediário ($m \times n$)	4,1082	11,8916	2,89	0,0536	0,1440	2,69	0,0928	0,5220	5,63
Demanda final ($m \times k$)	37,2150	230,6682	6,20	0,0200	0,1265	6,31	0,0375	0,2044	5,45
Margem de transporte									
Consumo intermediário ($m \times n$)	0,7475	3,1272	4,18	0,0760	0,4364	5,74	0,1631	0,5306	3,25
Demanda final ($m \times k$)	0,7322	31,5738	43,12	0,0225	0,2727	12,09	0,0495	1,3254	26,77
Total de impostos líquidos de subsídios									
Consumo intermediário ($m \times n$)	3,3680	17,8700	5,31	0,0619	0,1776	2,87	0,0760	0,3919	5,15
Demanda final ($m \times k$)	16,2368	110,8298	6,83	0,0175	0,1216	6,93	0,0320	0,1790	5,59

Fontes: MIP 2015 estimada por Guilhoto e Sesso Filho (2010; 2005) e IBGE (2018).
Elaboração dos autores.

Uma crítica pertinente ao método proposto por Guilhoto e Sesso Filho (2005; 2010) é que a utilização das tabela de usos totais a PC como base para a estimação da tabela de usos a PB é pouco precisa, uma vez que a primeira pode flutuar de um ano para outro em decorrência de fatores que não estão associados à estrutura produtiva, tal como impostos, margens de comércio e transporte. A forma proposta por Grijó e Bêrni (2006) é mais estável porque calcula os *mark-downs* para os produtos (na coluna), e não por atividade. Então, a proporção do uso dos recursos a partir da tabela a PC é mais volátil e menos estrutural, já que taxas de crescimento diferentes por atividades ou por componentes afetam essa base de informação.

Nesse sentido, o uso dessas estimações para analisar a estrutura produtiva brasileira (por exemplo, uso de indicadores de encadeamento) deve ser cauteloso, já que as mudanças setoriais observadas podem não estar associadas com fatores

produtivos, mas sim com a metodologia de estimação.⁴⁷ Além disso, a metodologia de estimação também pode causar interferência no processo de deflação das matrizes e de análise de preços relativos, já que pode alterar as relações existentes nas MIPs estimadas.

8 COMENTÁRIOS FINAIS

A principal contribuição deste trabalho é a estimação de uma série anual de MIPs entre 2000 e 2021 no contexto do SCN 2010. Essa era uma lacuna que existia na literatura brasileira desde a publicação dos dados das MIPs e das TRUs no SCN 2010, o que impedia a comparação e a análise para um período mais longo da estrutura produtiva brasileira.

Conforme hipótese mencionada na introdução, os dados do SCN 2000 e do SCN 2010 não são compatíveis entre si, e foi necessário um tratamento especial dos dados para estimar as MIPs entre 2000 e 2009. Dessa forma, este trabalho teve duas frentes: i) estimar MIPs anuais; e ii) utilizar os dados das TRUs retropoladas de modo a construir MIPs para os anos anteriores a 2010 no SCN 2010. Assim, foi possível obter uma série comparável ao longo do tempo.

Outra contribuição do trabalho é a atualização do método proposto por Grijó e Bêrni (2006) para o SNC 2010, além de utilizar o RAS generalizado como forma de ajustamento biproportional para as primeiras estimativas das MIPs. Esse método é mais adequado para realizar o ajuste, uma vez que o proposto anteriormente poderia gerar não convergência na presença de números negativos ou de zero.

São estimadas duas séries de MIPs: i) uma de 2010 a 2021, com 67 atividades e 126 produtos; e ii) outra de 2000 a 2021, com um nível de agregação de 42 atividades e 91 produtos. Como subprodutos, também foram elaborados tradutores de produtos e atividades para os dois SCNs, que não são publicados de maneira oficial pelo IBGE. A metodologia proposta neste artigo também é válida para a estimação de MIPs quando há mudanças nos SCNs, além de ser possível adaptá-la para outros países.

Cabe destacar que a metodologia utilizada para a estimação dessas MIPs, em especial de 2000 a 2009, está associada à perda de informações estruturais disponíveis no SCN 2000. Dessa forma, o uso dessa série e a interpretação de seus resultados devem levar em consideração essas limitações. Entretanto, considera-se que esse custo é inferior à importância de uma série de longo prazo devido às mudanças metodológicas que caracterizaram a evolução do SCN brasileiro no período analisado.

47. Em Morrone (2017), observa-se mudança nos setores-chave da economia em um curto período de tempo, o que pode estar associado ao uso das MIPs estimadas baseadas no método de Guilloto e Sesso Filho (2005; 2010).

Em relação à qualidade da estimação, estabeleceu-se uma comparação para 2015, ano com MIP publicada oficialmente pelo IBGE. Ao comparar a MIP 2015 estimada a partir da metodologia empregada neste artigo com a MIP 2015 baseada na metodologia de Guilhoto e Sesse Filho (2005; 2010), observa-se que a primeira gera erros de estimativas menores para as variáveis comparadas. No entanto, esse resultado deve ser interpretado com cautela, já que 2015 é um ano com retração da atividade econômica, taxas elevadas de inflação comparativamente e mudanças de preços relativos.

Apesar das limitações existentes no processo de estimação de MIPs, destaca-se a relevância deste artigo ao propor uma série de MIPs anuais entre 2000 e 2021 para a economia nacional. A série fornece informações necessárias para a análise da estrutura produtiva brasileira, como dados sobre técnicas produtivas, padrão de comércio (em relação à demanda intermediária e final importada), composição dos gastos da demanda. A existência desses dados também permite que pesquisadores possam combinar os dados das MIPs com outras bases de dados nacionais, como o censo, a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a POE, a Relação Anual de Informações Sociais (Rais), a Pintec, entre outras.

Tais informações podem ser combinadas para a realização de uma análise de médio e longo prazo da economia brasileira, através das técnicas de análises baseadas no modelo IP, tais como indicadores de encadeamentos, setores-chave, análises de impacto e decomposições estruturais. Assim, políticas econômicas e cenários de crise (como o da pandemia da covid-19) podem ser analisados e avaliados com base nesses dados, os quais podem ser utilizados para pensar propostas direcionadas ao crescimento/desenvolvimento econômico.

REFERÊNCIAS

ALVES-PASSONI, P. **A desindustrialização da economia brasileira entre 2000 e 2014: uma avaliação crítica a partir da análise insumo-produto**. 2023. 366 f. Tese (Doutorado) – Produção BNDES, Rio de Janeiro, 2023. Disponível em: https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/22764/1/BNDES_067_GEDIT_PREMIOECONOMIA38_DOUTORADO_web.pdf. Acesso em: 5 maio 2023.

ATUALIZAÇÃO das pesquisas econômicas conjunturais e do Sistema de Contas Nacionais. **IBGE**, Rio de Janeiro, nov. 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/novo-portal-destaques.html?destaque=29378>. Acesso em: 13 maio 2021.

BACHARACH, M. **Biproportional matrices and input-output change**. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 1970.

BUETRE, B. L.; AHMADI-ESFAHANI, F. Z. Updating an input–output table for use in policy analysis. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 44, n. 4, p. 573-603, 2000.

BULMER-THOMAS, V. **Input-output analysis in developing countries: sources, methods and applications – social development in the third world**. Nova York: John Wiley and Sons, 1982.

CHO, B.-S.; CHO, S. S.; LEE, J. An alternative approach of input-output tables to dynamic structure changes in korean IT industries. **Technological and Economic Development of Economy**, v. 19, n. 2, p. 257-271, 2013.

EC – EUROPEAN COMMISSION *et al.* **System of national accounts 2008**. Nova York: United Nations, 2009. 662 p. Disponível em: <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/SNA2008.pdf>. Acesso em: set. 2015.

GRIJÓ, E.; BÊRNI, D. de A. Metodologia completa para a estimativa de matrizes de insumo-produto. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 14, n. 26, p. 9-42, maio 2006.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 1, p. 277-299, abr.-jun. 2005.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. **Economia & Tecnologia**, ano 6, v. 23, out.-dez. 2010.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz insumo-produto: Brasil – 2000-2005**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. (Contas Nacionais, n. 23). Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=284435>. Acesso em: 5 abr. 2014.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Implantação da série do Sistema de Contas Nacionais: referência 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015a. (Nota Metodológica, n. 1). Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Sistema_de_Contas_Nacionais/Notas_Metodologicas_2010/01_mudanca_de_base.pdf. Acesso em: 25 ago. 2015.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Retro-polação de séries e tabelas recursos e usos**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015b. (Nota Metodológica, n. 17). Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101289_notas_tecnicas.pdf. Acesso em: 30 set. 2016.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de contas nacionais Brasil**: 2010. 3. ed. Rio de Janeiro, IBGE, 2016a. v. 24. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv98142.pdf>. Acesso em: 30 nov. 2016.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de insumo-produto**: Brasil – 2010. Rio de Janeiro: IBGE, 2016b. (Contas Nacionais, n. 51). Disponível em: <http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv98180.pdf>. Acesso em: 30 nov. 2016.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de insumo-produto**: Brasil – 2015. Rio de Janeiro: IBGE, 2018. (Contas Nacionais, n. 62). Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101604.pdf>. Acesso em: 18 nov. 2018.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais**: Brasil – notas técnicas 2021. Rio de Janeiro: IBGE, 2023. (Contas Nacionais, n. 94). Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv102039_notas_tecnicas.pdf. Acesso em: 8 nov 2023.

JUNIUS, T.; OOSTERHAVEN, J. The solution of updating or regionalizing a matrix with both positive and negative entries. **Economic Systems Research**, v. 15, n. 1, p. 87-96, mar. 2003,

KURZ, H. D.; DIETZENBACHER, E.; LAGER, C. (Ed.). **Input-output analysis**. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 1998.

LAHR, M. L. **An investigation into methods for producing hybrid regional input-output tables (hybrid models)**. 1992. Tese (Doutorado) – Universidade de Pensilvânia, Pensilvânia, 1992.

LAHR, M. L. A strategy for producing hybrid regional input-output tables. *In*: LAHR, M. L.; DIETZENBACHER, E. (Ed.). **Input-output analysis: frontiers and extensions**. Palgrave: Nova York, 2001. p. 1-39.

MARTINEZ, T. S. Estimaco das tabelas auxiliares de impostos e margens da matriz de insumo-produto com mnima perda de informaco: algoritmo Raws. **Pesquisa e Planejamento Econmico**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 2, p. 289-336, ago. 2014. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1541/1150>. Acesso em: 15 abr. 2015.

MARTINEZ, T. S. Mtodo Raws/Raw para estimaco anual da matriz de insumo-produto na referncia 2000 das contas nacionais. **Pesquisa e Planejamento Econmico**, v. 46, n. 2, p. 79-124, ago. 2016. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/view/1542/1226>. Acesso em: 15 abr. 2015.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis: foundations and extensions**. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 2009.

MORRONE, H. Which sectors to stimulate first in Brazil? Estimating the sectoral power to pull the economy out of the recession. **Investigación Económica**, v. 76, n. 302, p. 55-75, 2017.

NEVES, J. P. B. **Mudança estrutural na economia brasileira entre os anos 2000 e 2008**: uma análise de decomposição estrutural. 2013. 124 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013. Disponível em: <http://objdig.ufrj.br/43/dissert/Jos%C3%A9PedroBastosNeves.pdf>. Acesso em: 10 ago. 2016.

PIRES, L. N. **Mudança estrutural na economia brasileira de 1996 a 2009**: uma análise a partir das matrizes insumo-produto. 2013. 200 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2013. Disponível em: <http://objdig.ufrj.br/43/dissert/LuizaNassifPires.pdf>. Acesso em: 15 ago. 2016.

SANTOS, D. O. **A trajetória dos *mark-ups* setoriais domésticos e seus determinantes principais entre 2000 e 2013**: um estudo sobre as origens da crise econômica brasileira. 2019. 154 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2019. Disponível em: https://repositorio.ufmg.br/bitstream/1843/30855/1/Diogo%20Santos_Disserta%c3%a7%c3%a3o_2019.pdf. Acesso em: 30 maio 2019.

SILVA, G. J. da. **Os elos da cadeia produtiva industrial brasileira: uma análise via matriz insumo-produto para 1990, 2000 e 2010**. 2019. 100 f. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, Rio Grande do Sul, 2019. Disponível em: https://repositorio.ufsm.br/bitstream/handle/1/17403/DIS_PP-GED_2019_SILVA_GUILHERME.pdf?sequence=1&isAllowed=y. Acesso em: 2 jun. 2020.

TEMURSHOEV, U.; MILLER, R. E.; BOUWMEESTER, M. C. A note on the Gras method. **Economic Systems Research**, v. 25, n. 3, p. 361-367, 2013.

TOURINHO, O. A. F.; ALVES, Y. le B.; SILVA, N. L. C. da. Implicações econômicas da reforma tributária: análise com um modelo CGE. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 307-340, 2010.

Originals submetidos em: set. 2020.

Última versão recebida em: ago. 2021.

Aprovada em: ago. 2021.

EFICIÊNCIA DOS GASTOS PÚBLICOS NOS ESTADOS BRASILEIROS NAS ÁREAS DE SAÚDE, SEGURANÇA E EDUCAÇÃO: UMA ABORDAGEM A PARTIR DA ANÁLISE ENVOLTÓRIA DE DADOS^{1,2}

Juliana Moreira Gagliardi³

Alexandre Marinho⁴

Luiz Fernando de Paula⁵

Este trabalho avalia a eficiência dos gastos públicos nos 26 estados brasileiros nas áreas de saúde, segurança e educação. Para este propósito, utiliza-se uma abordagem em dois estágios: o primeiro, com uso da metodologia denominada Análise Envoltória de Dados (Data Envelopment Analysis – DEA), busca resultados de eficiência relativa; o segundo analisa, a partir de regressões censuradas do tipo Tobit, quais fatores não discricionários estariam influenciando os escores de eficiência. Além disso, compara aplicações distintas da DEA para uma análise feita de forma agregada, construindo, para tanto, o Indicador de Desempenho do Setor Público (IDSP).

Palavras-chave: eficiência econômica; gastos públicos; Data Envelopment Analysis; DEA; regressões Tobit.

EFFICIENCY IN PUBLIC EXPENDITURES IN THE BRAZILIAN STATES IN THE AREAS OF HEALTH, SECURITY AND EDUCATION: A DATA ENVELOPMENT ANALYSIS APPROACH

This paper assesses the efficiency in public expenses in the 26 Brazilian states in the areas of health, security and education. For this purpose, an approach in two steps is applied: the first, with the use of the methodology Data Envelopment Analysis – DEA, seeks to generate the results of relative efficiency; the second, by using censored regressions of the Tobit type, which non-discretionary factors would be influencing the efficiency scores. Furthermore, this work compares distinct applications of DEA in order to make an aggregate analysis, with the use of the Index of Performance of Public Sector (IPPS).

Keywords: economic efficiency; public expenditures; Data Envelopment Analysis; DEA; Tobit regressions.

JEL: C54; D61; H75; H76.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art5>

2. Os autores agradecem os valiosos comentários de um parecerista anônimo. Todos os eventuais erros e omissões remanescentes são de nossa inteira responsabilidade.

3. Doutoranda em economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/Face/UFMG). *E-mail:* julianagagliardi@gmail.com.

4. Técnico de planejamento e pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e professor associado da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (FCE/UERJ). *E-mail:* alexandre.marinho@ipea.gov.br.

5. Professor doutor do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ) e professor voluntário do Instituto de Estudos Sociais e Políticos da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (Iesp/Uerj). *E-mail:* luiz.fpaula@ie.ufrj.br.

1 INTRODUÇÃO

A importância da política fiscal e seus desdobramentos relativos ao comportamento da economia, seja na condução de política macroeconômica ou nos aspectos sociais, é notória. A partir dos anos 2000, essa importância foi ressaltada com a entrada em vigor da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF – Lei Complementar nº 101/2000), a qual alterou a atuação de todas as esferas governamentais em relação ao comportamento contábil. A referida lei tem como principais objetivos promover a disciplina fiscal e a transparência da gestão pública, pois estabelece limites ao endividamento e aos gastos públicos, bem como formaliza critérios de prestação das contas.

Observa-se que, também neste período, houve um crescimento da importância do papel dos governos na esfera social, com a adoção de políticas públicas e consequente ampliação de gastos públicos nesta esfera. Nesse contexto, um aspecto legal de grande relevância é a elevação do princípio da eficiência a princípio constitucional regente da administração pública, com a Emenda Constitucional nº 19, de 1998, que modificou o art. 37 da Constituição (Brasil, 1998).

Importa, neste momento, diferenciar o conceito de efetividade e eficiência: enquanto *efetividade* significa alcançar os objetivos pretendidos, sem analisar a forma pelo qual eles foram atingidos; *eficiência, grosso modo*, atrela-se ao fato de se alcançar um objetivo realizando-o da melhor maneira possível, dadas as condições disponíveis.⁶ Trabalha-se aqui, portanto, com o conceito de eficiência. Sendo assim, ao se analisar a eficiência dos gastos nos estados, procura-se entender quais deles, ao serem comparados, tiveram os melhores resultados nas áreas de saúde, segurança e educação, dada a realização dos seus gastos.

A escolha das áreas mencionadas neste trabalho fundamenta-se no grande impacto social que possuem, visto que são alicerces básicos para a qualidade de vida dos cidadãos, e no fato de serem esferas nas quais os estados da Federação possuem importante participação direta, apesar de não única.

Tomar os estados brasileiros como objeto de análise justifica-se pela possibilidade de analisar sistemas de saúde, de segurança e de educação mais semelhantes entre si – guardadas as devidas singularidades estaduais – do que quando esta comparação é feita entre países. Outro aspecto que direcionou tal escolha é que o montante de gasto *per capita* da União é inferior à média do gasto estadual *per capita* nas áreas recortadas.

6. Em um sentido estrito, uma unidade produtiva é eficiente no sentido de Pareto-Koopmans se um aumento em qualquer *output* requer a redução da quantidade de pelo menos um outro *output* ou o aumento da quantidade de pelo menos um *input*, e se a redução de qualquer *input* requer um aumento da quantidade de pelo menos um outro *input* para manter as quantidades de todos os *outputs*, ou a redução da quantidade de pelo menos um *output*. Um produtor tecnicamente ineficiente poderia produzir as mesmas quantidades de todos os *outputs* utilizando menor quantidade de pelo menos um *input*, ou utilizar as mesmas quantidades de todos os *inputs* para produzir mais de pelo menos um *output*.

Muitos são os trabalhos que utilizam a análise de fronteira – paramétrica ou não paramétrica – para estudar a eficiência dos gastos, sobretudo a eficiência de serviços públicos. Na literatura internacional, encontram-se alguns destes, os quais investigaram o desempenho público de forma agregada, tendo países ou governos locais como parâmetro de análise. Afonso, Schuknecht e Tanzi (2005) e Afonso e Kazemi (2016) analisaram a eficiência do setor público em países industrializados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) a partir da formulação de uma *proxy*, que é o resultado da junção de diversos indicadores que refletem o desempenho do governo em suas principais funções. Esta *proxy*, chamada de Indicador de Desempenho do Setor Público (IDSP), é capaz de sintetizar características econômicas, sociais e administrativas. A partir disso, calcularam o Índice de Eficiência do Setor Público (IESP) e em seguida utilizaram a metodologia de fronteira não paramétrica.

Seguindo a mesma linha de pesquisa, Afonso, Romero e Monsalve (2013) analisaram a eficiência do setor público em 23 países da América Latina e Caribe no período 2001-2010, de forma agregada. A fim de explicarem os escores obtidos na Análise Envoltória de Dados (Data Envelopment Analysis – DEA), identificaram a influência dos fatores não discricionários através de regressões censuradas do tipo Tobit.

Kyriacou, Gallo e Sagalés (2015) buscaram analisar a eficiência da despesa pública e da tributação para fins de distribuição de renda em um painel de 27 países, numa amostra que incluiu economias desenvolvidas ou em desenvolvimento, compreendendo os anos de 1984 a 2012, e procuraram entender quais variáveis exógenas seriam capazes de explicar as diferenças dos resultados entre os países.

Em uma abordagem regionalizada, onde os trabalhos destinam-se a analisar governos locais, encontra-se a pesquisa de Kutlar, Bakirci e Yuksel (2012), os quais analisaram a eficiência das despesas públicas para 37 municípios turcos. Além da metodologia DEA, utilizaram o índice de Malmquist. Já Yusufany (2015) avaliou a eficiência de cidades da Indonésia, divididas em seis regiões em 2010, utilizando a metodologia em duas etapas.

A partir de um arcabouço metodológico similar, Agasisti, Dal Bianco e Griffini (2015) analisaram a prestação de serviços essenciais nos municípios italianos em uma região mais populosa, a Lombardia, para os anos 2010, 2011 e 2012. Também analisando os municípios italianos, Lo Storto (2016) avaliou a eficiência de custos para uma amostra de 108 municípios para 2013. Ocupando-se do governo local português, há os trabalhos de Afonso e Fernandes (2006) e Cordero *et al.* (2017), que utilizaram a DEA como ferramenta para obter os escores de eficiência.

Diferentemente dos trabalhos citados, Geys, Heinemann e Kalb (2013), utilizando análise paramétrica de fronteira estocástica, avaliaram a eficiência dos

gastos de 1.021 municípios alemães localizados no estado de Baden-Württemberg, na provisão de serviços públicos como educação, infraestrutura e serviços sociais, em 2000.

Na literatura nacional são escassos os trabalhos que analisam a eficiência do setor público de forma agregada. Destaca-se, porém, o trabalho de Ribeiro (2008), o qual buscou comparar o desempenho do Brasil com outros dezesseis países da América Latina. Para tal, baseou-se no trabalho de Afonso, Schuknecht e Tanzi (2005). Os resultados apresentam o Brasil abaixo da média quanto à eficiência dos gastos e em torno da média na avaliação dos serviços.

Nacionalmente é predominante na literatura a abordagem desagregada para analisar a eficiência do setor. Na área da *educação*, Zoghbi *et al.* (2009) analisaram o desempenho e a eficiência dos gastos públicos para os níveis fundamental e médio nos estados brasileiros em 2003. Para tanto, realizaram uma adaptação da metodologia do IDSP, sintetizando indicadores sociais de cunho quantitativo e qualitativo de forma atrelada às questões da educação e, assim, cruzando com os gastos na educação por estado, aplicaram a metodologia Free Disposal Hull (FDH).

Scherer *et al.* (2016), por sua vez, analisaram a eficiência dos gastos públicos em educação básica nos estados brasileiros para 2009, utilizando a metodologia DEA. Como resultado, constaram que apenas um estado, o Ceará, era eficiente. Já Silva e Almeida (2012) buscaram mensurar a eficiência dos municípios do estado do Rio Grande do Norte para 2005 e entender os fatores que influenciariam os resultados de eficiência. Utilizaram as metodologias DEA e FDH e estimaram uma função de ineficiência dos gastos a partir de um modelo Tobit.

Por fim, Scherer *et al.* (2019) buscaram medir o grau de eficiência dos estados brasileiros na alocação dos gastos públicos com educação no ensino fundamental de 2013, através do uso da metodologia DEA, verificando a relação entre os gastos efetuados nesse setor e índices de professores com ensino superior, com os Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb), taxas de aprovação, reprovação e abandono escolar. Os resultados demonstraram que no ensino fundamental apenas um estado obteve o nível de eficiência máxima (3,70% da amostra), cinco estados obtiveram um alto grau de eficiência (18,52% da amostra), seis estados apresentaram um bom grau de eficiência (22,22% da amostra), treze estados apresentaram um médio grau de eficiência (48,15% da amostra) e dois estados apresentaram um baixo grau de eficiência (7,41% da amostra).

Ainda na área de educação, alguns trabalhos buscaram analisar a eficiência das escolas, e não dos gastos, para municípios e estados brasileiros, tais como Trompieri Neto *et al.* (2014), Araújo Júnior *et al.* (2016), Carvalho e Souza (2014) e Delgado (2007).

Em relação à eficiência do *sistema de saúde* do Brasil, Marinho, Cardoso e Almeida (2012) utilizaram a metodologia de fronteira estocástica em um painel para os anos 2004, 2005 e 2006. Os resultados obtidos indicaram um bom desempenho do Brasil em relação aos demais países em termos de custo-efetividade. Todavia, o trabalho frisou que eficiência não implica, necessariamente, efetividade.

Garmatz, Sirena e Vieira (2021), por sua vez, analisaram a eficiência técnica dos hospitais de ensino do Brasil com dados de 2017, utilizando a DEA, e encontraram que doze hospitais ficaram localizados na fronteira de eficiência, ou seja, foram relacionados como eficientes na maximização dos *outputs* (produtos), e dezessete ficaram abaixo. Outros trabalhos buscaram analisar a eficiência do setor de saúde, tal como Marinho e Cardoso (2007) e Anjos, Costa e Campello (2011).

Na área da *segurança*, Silveira *et al.* (2016) calcularam e analisaram o nível de eficiência dos gastos públicos na função de segurança pública dos 26 estados brasileiros e do Distrito Federal para o período 2011-2014, utilizando a DEA. Os resultados indicam que dois estados estiveram na fronteira de eficiência em todos os anos de análise: Piauí e Santa Catarina. O pior resultado em toda a série analisada foi do Espírito Santo em 2011, enquanto o Rio Grande do Norte obteve o pior resultado na média geral dos anos analisados. Em Castanheira (2011), foi analisada a relação entre gasto público e criminalidade nos estados brasileiros no período 2005-2008, objetivando avaliar tanto a eficiência como a efetividade. Como conclusão obteve que, ao olhar para regiões nacionais, o Sul apresentou-se como o mais eficiente, enquanto o Sudeste foi o menos eficiente.

Este trabalho visa analisar empiricamente a eficiência relativa dos gastos dos 26 estados brasileiros nas áreas de saúde, segurança e educação para 2015. Para tanto, analisa-se quais estados conseguem retornar o melhor desempenho nas áreas supracitadas, dado os desembolsos relativos a cada uma dessas áreas, gerando um *ranking*. Busca-se identificar quais fatores não discricionários são determinantes para explicar as discrepâncias encontradas.

A metodologia da pesquisa perpassa dois estágios: a análise de fronteira não paramétrica DEA e regressões censuradas do tipo Tobit. Efetua-se, então, uma comparação entre maneiras distintas de se obter os escores de eficiência a partir da metodologia DEA. A primeira delas é utilizar uma medida de desempenho agregada como *input*, criando um indicador – IDSP – baseado em Afonso, Schuknecht e Tanzi (2003); a segunda é utilizar os indicadores desagregados, os mesmos que foram utilizados na construção do indicador anterior, como *inputs* distintos numa modelagem DEA tradicional; e, por fim, a terceira utiliza um modelo de eficiência direcional, conhecido na literatura (ver, por exemplo, o capítulo 3 de Bogetoft e Otto, 2015) como modelos de *bad outputs* (ou *undesirable outputs* ou *unwanted outputs*), que visam maximizar bons *outputs* e minimizar maus *outputs*. Essa estratégia

busca melhorar o poder de análise e de discriminação desse indicador agregado e contribuir para a literatura nacional, visto que são escassos os trabalhos que analisam desempenho público estadual de forma agregada.

Este texto está dividido em três capítulos, além desta introdução: a seção 2 detalha a metodologia e dados que foram utilizados no trabalho empírico; a seção 3, por sua vez, efetua uma análise dos resultados obtidos; por fim, a seção 4, com os comentários finais, sintetiza o trabalho.

2 METODOLOGIA E DADOS

2.1 O IDSP

Tomando como base Afonso, Schuknecht e Tanzi (2003; 2006), o IDSP tem como função captar o desempenho deste setor nos âmbitos nacional, estadual ou municipal, de modo a agregar fatores macro e microeconômicos.

Admitindo-se que o IDSP dependa de diferentes indicadores, $IDSP_{ij}$ é uma função dos indicadores escolhidos. Então, para i países e j áreas do governo que determinam o desempenho do país, a equação que sintetiza o indicador pode ser representada da seguinte forma:

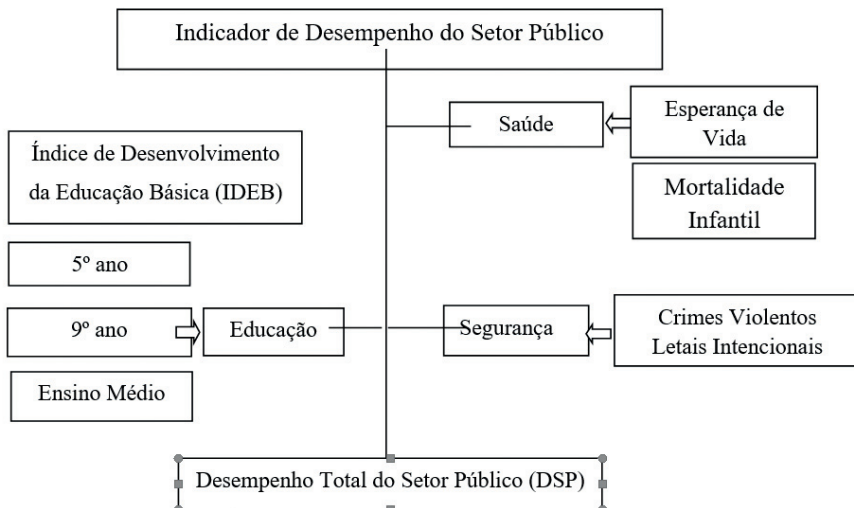
$$IDSP_i = \sum_{j=1}^n IDSP_{ij}. \quad (1)$$

Com isso, é intuitivo deduzir que a melhoria do desempenho do setor público está diretamente atrelada à melhoria dos indicadores utilizados.

Assim, a proposta deste trabalho é baseada na metodologia citada, cujo objetivo é construir um IDSP para as áreas de análise, por meio de uma adaptação compatível com os dados disponíveis e o nível de agregação desejável. A administração dos três subindicadores do recorte é de competência dos estados. Cada subindicador receberá pesos equivalentes. A figura 1 apresenta um quadro resumido do indicador proposto e suas variáveis.⁷

7. As variáveis escolhidas são aquelas bastante utilizadas na literatura para avaliar os três setores aqui analisados e que também tenham séries de dados disponíveis. Para mais detalhamento, ver subseção 2.4.

FIGURA 1
IDSP proposto



Fonte: Afonso, Schuknecht e Tanzi (2003; 2006).

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).

Quanto aos pesos dos indicadores, foram atribuídos de forma equânime por subárea e grande área. Deste modo, *esperança de vida* e *mortalidade infantil* representam cada um 50% do indicador de saúde; *crimes violentos letais intencionais* representa 100% do indicador de segurança; na área de educação, cada nível de ensino – quinto ano, nono ano e ensino médio – representa 33,33%. Em seguida, as grandes áreas (saúde, segurança e educação) correspondem, cada uma, a 33,33% do IDSP. É importante destacar que, antes do cômputo das médias, foram feitas normalizações nos dados, considerando os possíveis graus de dispersões diferentes entre os indicadores selecionados.

2.2 DEA

A DEA é um modelo de programação matemática pautado em fundamentos microeconômicos da teoria da produção, que visa construir uma fronteira de eficiência e analisar relativamente as unidades tomadoras de decisões (*decision making units* – DMUs) a partir da geração de escores. As contribuições iniciais desta modelagem têm origem no trabalho de Farrell (1957), mas é em Charnes, Cooper e Rhodes (1978) que de fato consolida-se. Este trabalho objetivava aplicar esta metodologia no setor público, mais especificamente na área de educação, analisando o desempenho comparativo das escolas americanas diante do Follow Through (programa educacional federal em escolas públicas primárias dos Estados Unidos).

A DEA é um modelo não paramétrico que avalia a eficiência de diversas DMUs com objetivos semelhantes, e que escolhem, de modo independente, as quantidades de *inputs* (insumos) utilizados e de *outputs* (bens ou serviços) produzidos. Por meio da comparação da alocação de cada uma das DMUs, determinam-se índices de eficiência relativa.

Além de bem aceita na literatura nacional e internacional, esta metodologia é capaz de contornar dois problemas recorrentes ao se analisar eficiência em economia. O primeiro é a dificuldade de precificação dos *inputs* e *outputs*, a qual habitualmente acontece ao se analisar eficiência do setor público. A DEA permite calcular a eficiência técnica medida pela distância que a DMU se encontra da isoquanta correspondente, e que independe de preços. Os preços de insumos e produtos são essenciais para o cálculo da eficiência alocativa, que a DEA também pode calcular, medindo a distância da posição da DMU para a isocusto. Essas questões serão detalhadas mais adiante. O segundo problema contornado pela DEA é o desconhecimento de uma função de produção em diversos setores onde o setor público costuma atuar, como educação, saúde e segurança pública, que são objetos deste trabalho. Sua abordagem não paramétrica permite maior flexibilidade em comparação com abordagens paramétricas, pois assume poucas hipóteses comuns em teoria da produção – o conjunto de produção é fechado e convexo, existe livre disponibilidade de *inputs* e *outputs*, e assume-se algum tipo de retorno de escala – sobre o comportamento dos dados, não implicando a exigência de uma fronteira dos gastos públicos previamente definida.

São dois os modelos clássicos da DEA. O primeiro, cujo precursor foi o artigo seminal de Charnes, Cooper e Rhodes (1978), modelo conhecido como CCR ou CRS (*constant returns to scale*), considera retornos constantes de escala. O segundo, desenvolvido posteriormente por Banker, Charnes e Cooper (1984) – BCC, ou ainda VRS (*variable returns to scale*) –, considera retornos variáveis de escala.

Os retornos de escala examinam a variação na quantidade produzida quando os fatores de produção variam nas mesmas proporções. Quando há uma variação da produção na mesma proporção da variação dos fatores de produção, caracterizam-se os *retornos constantes de escala*; se a variação da produção for proporcionalmente maior (menor) do que a dos fatores, tem-se *retornos crescentes* (decrescentes) *de escala*.

Para qualquer que seja o retorno de escala e, por conseguinte, a fronteira, sua determinação é feita a partir de um problema de programação linear, resolvido para cada DMU analisada. A partir desta análise conjunta, há a formação de uma fronteira determinada pelas DMUs eficientes.

Além da escolha do modelo utilizado, é necessário definir a orientação da função objetivo do modelo. Modelos orientados aos *inputs* objetivam minimizar a quantidade de insumos utilizados dado um nível de *output*, enquanto modelos *outputs* orientados buscam maximizar a saída de produtos dada uma quantidade de

inputs. Existem modelos mistos, e também modelos nos quais é possível especificar a direção de expansão de cada *input* e de cada *output*.

Conformando-se à literatura, como em Castanheira (2011), propõe-se neste trabalho a utilização de um modelo BCC orientado ao *output*, visto que se espera a maximização dos indicadores sociais na área de saúde, segurança e educação, considerando o montante de gastos dos estados e entendendo que não devem ser minimizados os desembolsos públicos nessas áreas, por considerar, inclusive, que existem demandas sociais não atendidas nos referidos setores: grandes filas em saúde; vastas quantidades de crimes não solucionados; e crianças e jovens fora das escolas e com ensino de baixa qualidade em muitas situações. Este trabalho utiliza modelos com retornos de escala variáveis, uma vez que existem heterogeneidades consideráveis entre os estados brasileiros e não há razão *a priori* para admitir que todos operem com retornos constantes de escala. A seguir serão apresentados os problemas de otimização referentes ao modelo utilizado.

Sabendo que:

- X é uma matriz de *inputs* com dimensão n por j e com colunas x_j ;
- Y é uma matriz *outputs* com dimensão m por j e com colunas y_j ;
- x_0 é o vetor de *inputs* e y_0 é o vetor de *outputs* de cada uma das k DMUs em avaliação;
- θ é a medida de expansão radial (equiproporcional) dos *outputs* ou de redução dos *inputs*;
- λ é um vetor de pesos para as combinações convexas das DMUs com dimensão j por um;
- s^- e s^+ são vetores relacionados aos *slacks* (excessos de *inputs* e folgas dos *outputs*, respectivamente), com dimensões $n \times 1$ e $m \times 1$;
- ε representa uma constante positiva infinitesimal; e
- v e u são vetores de parâmetros, em cada DMU, que representam os pesos dos *inputs* n e *outputs* m , respectivamente,

Primal (forma de envoltória) com orientação para *outputs*

$$\text{Max } Z_j = \theta + \varepsilon \vec{1}s^+ + \varepsilon \vec{1}s^-$$

$$\text{s.a. } \theta y_0 - Y\lambda + s^+ = 0$$

$$X\lambda - x_0 + s^- = 0$$

$$\vec{1}\lambda = 1$$

$$\lambda, s^+, s^- \geq 0$$

Dual (forma dos multiplicadores) com orientação para *outputs*

$$\text{Min } Q_j = v^t x_0 + w_j$$

$$\text{s.a. } u^t y_0 = 1$$

$$v^t X - u^t Y + w_i \vec{1} \geq 0$$

$$u^t \geq \varepsilon \vec{1}; v^t \geq \varepsilon \vec{1}$$

w_i é livre.

Uma DMU será considerada eficiente quando não for possível expandir o *output* (dada a orientação do modelo apresentado) e não houver excessos e folgas, o que analogamente significa: $\theta = 1$, s^+ e s^- nulos. A imposição de retornos variáveis de escala é feita com a introdução, no Primal, da restrição $\vec{1}\lambda = 1$. Essa restrição tem como contrapartida, no Dual, o fato de o parâmetro w_i ter sinal livre, o que não ocorreria em um modelo com retornos constantes de escala onde w_i é identicamente nulo, determinando que o hiperplano determinado pela função objetivo passe sempre pela origem dos eixos cartesianos.

2.3 Variáveis não discricionárias e regressões Tobit

Existem fatores exógenos que afetam as eficiências das DMUs e tais fatores não estão no controle dos tomadores de decisão, ou seja, existem variáveis exógenas que influenciam nos escores de eficiência, sendo estas conhecidas na literatura como não discricionárias ou ambientais. Neste trabalho, as hipóteses levantadas que podem representar as variáveis não discricionárias são: produto interno bruto (PIB), densidade demográfica, corrupção e coligação partidária, de acordo com os motivos à frente expostos.

Uma metodologia bastante utilizada para verificar quais variáveis estão afetando o resultado é o modelo de dois estágios, em que no primeiro estágio realiza-se o procedimento da DEA, obtendo os escores de eficiência, e em seguida realizam-se regressões, onde os escores obtidos são as variáveis dependentes e as variáveis exógenas são as explicativas. Como colocado por Gonçalves e França (2013), as regressões Tobit tendem a ser melhores frente às demais regressões devido ao fato de os valores dos modelos de DEA *output* orientados, usando distância de Farrell, serem censurados à esquerda na unidade (1,00), como no presente caso. Há um debate em curso na literatura sobre qual é o melhor modelo de regressão a ser eventualmente usado (ver, a esse respeito, Simar e Wilson, 2011; e Banker, Natarajan e Zhang, 2019), mas os modelos Tobit têm sido os mais usados.⁸

8. Trata-se da existência de correlação, vieses e desconhecimento do processo de geração de dados subjacentes aos escores, problemas esses que demandam cautelas no uso de regressões usuais, como Tobit e mínimos quadrados ordinários (MQO). Esse problema é debatido em Simar e Wilson (2011), trabalho que é fortemente contestado em Banker, Natarajan e Zhang (2019).

As regressões Tobit podem ser expressas pela seguinte equação:

$$Y_i^* = \beta^* X_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

com as seguintes possibilidades:

$$Y_i = 1 \text{ se } Y_i^* \leq 1 \quad (3)$$

$$Y_i = Y_i^* \text{ se } Y_i^* > 1, \quad (4)$$

em que Y_i^* são os escores de eficiência, β^* é um parâmetro desconhecido, X_i são vetores que hipoteticamente estão relacionados com a eficiência, e ε_i é o termo de erro.

Conforme as possibilidades acima, a censura está sendo realizada em torno de 1. Portanto, utiliza-se a eficiência obtida nos modelos *output* orientado, estando os valores no intervalo de [0, 1].

A regressão Tobit utilizada neste trabalho pode ser descrita na equação seguinte:

$$\text{Eficiência}_i^* = \beta_1 \text{PIB}_i + \beta_2 \text{DensidadeDemográfica}_i + \beta_3 \text{Corrupção}_i + \text{coligação}_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

As hipóteses a serem testadas estão descritas a seguir.

- 1) Quanto maior o PIB, mais eficientes tendem a ser os gastos dos estados, correspondendo ao que Ribeiro (2008) e Almeida (2012) propuseram. Sendo o PIB um indicador que representa a renda da população e o nível de desenvolvimento dos estados, aqueles com uma renda mais alta teriam, hipoteticamente, uma alocação de gastos mais eficiente.
- 2) A densidade demográfica permite analisar se o tamanho territorial e o tamanho da população influenciam no grau de eficiência. A hipótese de Souza e Ramos (1999) e Souza, Cribari-Neto e Stosic (2005) é de que esta densidade é positivamente relacionada com a eficiência, ou seja, estados mais densos tendem a ser mais eficientes, o que estaria sendo explicado por economias de escala. Diferentemente, Marinho *et al.* (2020) indicam que a relação entre eficiência e densidade poderia ser inversa devido a problemas sanitários causados por aglomerações populacionais (grande suscetibilidade às epidemias), embora a concentração populacional também possa favorecer o aproveitamento de economias de escala nas instalações de saúde e de educação.
- 3) De forma inversa, espera-se que, quanto maior o nível de corrupção, menor a eficiência do estado. Esta variável será analisada a partir de uma *proxy*, que indica o nível de transparência do estado, sendo baseado no trabalho de Afonso, Romero e Monsalves (2013), os quais mostraram que a transparência é positivamente relacionada com a eficiência.

- 4) Silveira e Almeida (2012) analisaram o cenário de coligação entre os governos municipais e estaduais, no qual se indicou que há uma relação inversa entre tal coligação e eficiência. Baseado nisso, este trabalho tem como hipótese preliminar que, quando governos estaduais estão coligados com o governo federal, tendem a ser menos eficientes, provavelmente porque se acomodam com a possibilidade de se beneficiarem do ente governamental superior.

2.4 Dados e fontes

A escolha de quais indicadores utilizar para análise da eficiência dos gastos dos estados brasileiros é necessária para encontrar as melhores *proxies* que serão empregadas nos modelos e obter resultados mais próximos da realidade, com melhor teor explicativo. O ano de análise deste trabalho é 2015, escolhido em razão da disponibilidade de indicadores, de maneira que se priorizou a completude e atualidade das informações. O programa utilizado é o R-Studio do R Core Team (2016), com os *softwares* referidos em Bogetoft e Otto (2015), Oh e Suh (2013) e Keliber e Zeiles (2008).

Para *input* do modelo, foram utilizados os gastos médios dos últimos cinco anos até o ano base da análise (2011 a 2015) de cada estado, relativo às funções de saúde, segurança e educação. A escolha de um período maior de anos ocorre porque os *outputs*, ou seja, o produto da eficiência dos gastos, não ocorre de imediato, e assim evita-se enviar o indicador por possíveis momentos de precipitação de gastos. Foram utilizados os gastos referentes à despesa liquidada,⁹ os quais se referem às despesas que foram oficializadas.

Os indicadores utilizados como *outputs* relativos à área de saúde são: *taxa de mortalidade infantil e esperança de vida*, baseado no trabalho de Marinho, Cardoso e Almeida (2012), os quais os apresentam como clássicos, tanto nacionalmente quanto internacionalmente. A taxa de mortalidade infantil corresponde ao número de óbitos de menores de 1 ano de idade por mil nascidos vivos em determinado espaço geográfico e em determinado ano. Já a esperança de vida é referente ao número médio de anos de vida esperados para um recém-nascido, mantido o padrão de mortalidade existente em determinado espaço geográfico no ano considerado.

Ao analisar a eficiência dos gastos estaduais referentes à função saúde, encontrou-se um problema: como discriminar a qual esfera de governo competem os desempenhos alcançados. O Sistema Único de Saúde (SUS), que é o sistema público de saúde brasileiro, é organizado de modo que os governos federais,

9. De acordo com a Controladoria-Geral da União (CGU), despesa liquidada é o segundo estágio da despesa orçamentária. A liquidação da despesa é, normalmente, processada pelas Unidades Executoras ao receberem o objeto do empenho (o material, serviço, bem ou obra).

estaduais e municipais atuem conjuntamente, cada um com sua participação nas ações de saúde e no seu financiamento. Sabe-se que os municípios desempenham grande parte desse papel e, conseqüentemente, um significativo montante de verbas municipais é destinado a essa função. Todavia, constatou-se também que as despesas liquidadas dos estados na função saúde estão entre as mais altas despesas por função de cada estado. Por isso, optou-se, por prudência, incluir na análise da eficiência dos gastos estaduais a função saúde, apesar do problema citado. Ciente dessa problemática, é de suma importância destacar que as variáveis estabelecidas como resultados do desempenho em tal área funcionam como *proxies* e não refletem exclusivamente o desempenho dos estados, mas antes o desempenho *nos* estados.

Na área de segurança, escolheu-se a utilização de um único indicador que representasse o número de homicídios, isto é: *crimes violentos letais intencionais* (taxa para cada 100 mil habitantes). Este indicador agrega homicídios dolosos, latrocínio e lesão corporal seguida de morte. A escolha deste indicador recai sobre a busca por dados que consigam ser registrados com maior precisão quando comparados com os demais indicadores de segurança disponíveis, como roubo ou furto (Cerqueira, 2010).

Na esfera da educação, foi utilizado o Índice de Desempenho da Educação Básica (Ideb) com as notas da Prova Brasil. O Ideb é elaborado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) como um instrumento de avaliação das escolas nacionais a partir do fluxo escolar e as médias de desempenho nas avaliações, mais especificamente, a partir dos dados sobre aprovação do Censo Escolar e das médias de desempenho no Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb). Esse sistema de avaliação é utilizado em diversos trabalhos na literatura na área de educação, bem como em Scherer *et al.* (2016). Considerou-se o valor do Ideb para o quinto ano, nono ano e ensino médio, relativo às escolas públicas de competência estadual.

O quadro 1 apresenta um breve resumo dos dados supracitados, bem como suas fontes e o ano de coleta de tais indicadores.

QUADRO 1

Descrição das variáveis utilizadas como *inputs* e *outputs* nos modelos DEA

<i>Input</i>			
	Dado	Fonte	Ano
	Despesa liquidada (por função)	Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi)/Tesouro Nacional	2011 a 2015 (média)
<i>Outputs</i>			
	Dado	Fonte	Ano
Saúde	Esperança de vida ao nascer	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)	2015
	Taxa de mortalidade infantil	IBGE	2015
Segurança	Crimes violentos letais intencionais (por 100 mil habitantes)	Fórum de Segurança	2015
Educação	Ideb (5º ano)	Ideb/Inep	2015
	Ideb (9º ano)	Ideb/Inep	2015
	Ideb (ensino médio)	Ideb/Inep	2015

Elaboração dos autores.

Para o segundo estágio da análise, foram escolhidas quatro variáveis explicativas que podem afetar a eficiência dos gastos públicos estaduais: *PIB*, *densidade populacional*, *corrupção* e *coligação entre governos federal e estadual*. O embasamento para a escolha de cada uma delas pode ser entendido conforme descrito a seguir.

- 1) *PIB*: é um indicador que representa a renda da população de cada estado e, em certa medida, o nível de desenvolvimento socioeconômico.
- 2) *Densidade populacional*: esta variável procura analisar como o tamanho territorial e da população pode influenciar no grau de eficiência do gasto público, visto que há uma discrepância nesse aspecto nos estados brasileiros.
- 3) *Corrupção*: para analisar o nível de corrupção utiliza-se uma *proxy*, o Índice de Transparência,¹⁰ formulado pela CGU. Esta escolha foi feita com base no trabalho de Afonso, Romero e Monsalve (2013), que utilizou o Índice de Percepção de Corrupção (Corruption Perceptions Index) da Transparência Internacional (Transparency International).

10. É um índice composto de doze quesitos que cobrem aspectos da regulamentação do acesso à informação e a existência e funcionamento do Serviço de Informação ao Cidadão (SIC). Para a sua construção, são realizados quatro pedidos de acesso a informação, sendo três voltados para assuntos das principais áreas sociais: saúde, educação e assistência social. A quarta solicitação é relativa à regulamentação do acesso a informação pelo ente avaliado, servindo inclusive como uma pergunta de segurança para a mensuração realizada sobre a existência do normativo local. A fonte é o Portal da Transparência/CGU.

- 4) **Coligação:** visando analisar se estados que possuem partidos políticos coligados ao partido do governo federal, no ano analisado, são mais eficientes quanto ao gasto, foi criada uma *dummy*, adotando o valor 1 para casos positivos e 0 para negativos.

No quadro 2 estão apresentados os indicadores utilizados para analisar as variáveis exógenas, bem como suas respectivas fontes e ano de observação.

QUADRO 2

Descrição das variáveis não discricionárias utilizadas para regressões Tobit

Variáveis não discricionárias	Fonte	Ano
PIB	IBGE	2015
Densidade demográfica	Censo Demográfico 2010/IBGE	2010
Índice de Transparência	Portal da Transparência/CGU	2015
Coligação federal/estadual	Elaboração própria	2015

Elaboração dos autores.

3 RESULTADOS

3.1 IDSP

O IDSP procura sintetizar informações referentes às três áreas analisadas neste trabalho. A tabela 1 sistematiza os diferentes indicadores estaduais em 2015, apresentando o valor padronizado para cada área separadamente e, em seguida, o IDSP final. Os resultados estão organizados em ordem decrescente em relação aos valores do IDSP.

Analisando cada área separadamente, percebe-se que, nas três áreas – saúde, segurança e educação –, os estados da região Sul e Sudeste são predominantes entre os dez primeiros mais bem colocados, além do Mato Grosso do Sul. No que se refere à segurança, apesar de os estados do Sudeste estarem entre os dez primeiros, o estado do Espírito Santo possui um indicador ruim quando comparado com os demais estados próximos no *ranking* do IDSP. Sergipe e Alagoas são destacados negativamente no pior desempenho para educação e entre os piores nas demais áreas (saúde e segurança).

No que se refere ao IDSP total, mantém-se a predominância dos estados do Sul e Sudeste, além de Roraima, Mato Grosso do Sul, Piauí, Acre e Tocantins, com resultados acima da média de desempenho nacional. Já São Paulo, Santa Catarina e Minas Gerais apresentam as três melhores colocações de forma decrescente, respectivamente. Constata-se que os piores estados no IDSP estão entre os piores estados em ao menos duas das três áreas analisadas, que são Sergipe e Alagoas. Cabe ainda destacar o estado do Ceará que, apesar de estar entre os melhores na área de

educação, teve seu indicador de desempenho abaixo da média nacional, puxado sobretudo pelo indicador de saúde, que se encontra entre os cinco piores nacionais.

TABELA 1
Resultados do IDSP, por área e total (2015)

Estado	Indicador de desempenho por área			IDSP
	Educação	Saúde	Segurança	
São Paulo	1,205	1,241	2,738	1,728
Santa Catarina	1,122	1,300	2,106	1,509
Minas Gerais	1,141	1,160	1,304	1,202
Paraná	1,128	1,271	1,190	1,196
Roraima	0,986	0,900	1,610	1,165
Rio Grande do Sul	1,027	1,260	1,095	1,127
Mato Grosso do Sul	1,049	1,012	1,190	1,084
Rio de Janeiro	1,006	1,126	1,053	1,061
Espírito Santo	1,067	1,319	0,740	1,042
Piauí	0,942	0,849	1,304	1,032
Acre	1,081	0,912	1,095	1,029
Tocantins	0,978	0,941	1,095	1,005
Goiás	1,176	0,977	0,637	0,930
Rondônia	1,040	0,838	0,883	0,920
Pernambuco	1,044	1,045	0,652	0,914
Amazonas	1,081	0,872	0,760	0,905
Ceará	1,073	0,980	0,608	0,887
Mato Grosso	1,046	0,922	0,668	0,878
Maranhão	0,912	0,801	0,855	0,856
Paraíba	0,876	0,922	0,720	0,839
Amapá	0,893	0,808	0,760	0,821
Rio Grande do Norte	0,844	0,987	0,595	0,809
Bahia	0,841	0,898	0,684	0,808
Pará	0,845	0,912	0,622	0,793
Sergipe	0,786	0,918	0,498	0,734
Alagoas	0,810	0,830	0,537	0,726
Estatísticas descritivas				
Média	1,000	1,000	1,000	1,000
Mínimo	0,786	0,801	0,498	0,726
Máximo	1,205	1,319	2,738	1,728
Variância	0,014	0,027	0,263	0,053

Elaboração dos autores.

3.2 Eficiências estaduais a partir de modelos DEA

Os modelos da DEA permitem a obtenção dos escores de eficiências relativas aos gastos estaduais em relação ao desempenho social nas áreas analisadas. Procurou-se formulá-las de diferentes maneiras, buscando entender qual seria o melhor meio para analisar a eficiência de forma agregada. Assim, foram executados seis modelos.

Dentre esses modelos, além dos tradicionais, foi utilizada uma abordagem metodológica conhecida na literatura como modelo de *bad output*. Um *output* é dito como *bad* (mau) porque é um produto indesejado (*undesirable output*) pela DMU, ao contrário dos bons *outputs* (*good outputs*), que são desejados pelas DMUs. Então, existe uma relação decrescente entre um *bad output* e a eficiência da DMU, o que significa que o aumento de sua produção, *ceteris paribus*, tende a reduzir a eficiência da DMU e vice-versa. Exemplos clássicos são a poluição, o lixo industrial, a taxa de mortalidade, e a corrupção.

No quadro 3 estão apresentados os modelos neste trabalho e suas variáveis de *inputs* e *outputs*.

QUADRO 3
Modelos e variáveis de *inputs* e *outputs*

	<i>Inputs</i>	<i>Outputs</i>
Modelo 1	Gasto <i>per capita</i> total	IDSP
Modelo 2	Gasto <i>per capita</i> por função	IDSP
Modelo 3	Gasto <i>per capita</i> total	Esperança de vida; taxa de mortalidade infantil; Ideb; crimes violentos letais.
Modelo 4	Gasto <i>per capita</i> por função	Esperança de vida ao nascer; taxa de mortalidade infantil; Ideb; crimes violentos letais.
Modelo 5	Gasto <i>per capita</i> total	<i>Good output</i> : esperança de vida; Ideb. <i>Bad outputs</i> : mortalidade infantil; crimes violentos letais.
Modelo 6	Gasto <i>per capita</i> por função	<i>Good output</i> : esperança de vida; Ideb. <i>Bad outputs</i> : mortalidade infantil; crimes violentos letais.

Elaboração dos autores.

Na tabela 2 podem ser vistas as eficiências para os modelos 1 e 2, os quais utilizam como *output* o IDSP, permitindo-se analisar como se comportam quando são mudados os *inputs*, ou seja, usar alternativamente o nível de gasto agregado ou desagregado. Nota-se que o poder de discriminação no primeiro modelo, que usa o gasto *per capita* total (uma variável), é superior ao no segundo modelo, que usa o gasto *per capita* na função saúde por estado, municípios de cada estado, e governo federal no estado (três variáveis). Esse fenômeno é característico da DEA. A capacidade de discriminação dos modelos diminui (aumenta) quando a quantidade de variáveis (*inputs* e *outputs*) é aumentada (reduzida) em uma amostra fixa, dada a natureza

do problema de programação matemática. Os *inputs* e *outputs* são “critérios” (de julgamento) para discriminar as DMUs. Quanto maior a quantidade de critérios (variáveis), maiores as possibilidades de uma DMU ser bem avaliada em algum critério onde outras DMUs tenham um mau desempenho.¹¹

TABELA 2
Escores de eficiência e ranking para os modelos 1 e 2

Unidade da Federação	Modelo 1		Modelo 2	
	Eficiência	Classificação	Eficiência	Classificação
Maranhão	1,00	1ª	1,00	1ª
Minas Gerais	0,56	9ª	1,00	1ª
Paraná	0,94	2ª	1,00	1ª
Piauí	0,77	4ª	1,00	1ª
Rio Grande do Sul	0,75	5ª	1,00	1ª
Santa Catarina	0,80	3ª	1,00	1ª
São Paulo	1,00	1ª	1,00	1ª
Mato Grosso do Sul	0,64	7ª	0,93	2ª
Pará	0,56	9ª	0,87	3ª
Rio de Janeiro	0,50	12ª	0,86	4ª
Ceará	0,67	6ª	0,83	5ª
Paraíba	0,55	10ª	0,81	6ª
Alagoas	0,56	9ª	0,79	7ª
Goiás	0,51	11ª	0,64	8ª
Bahia	0,62	8ª	0,64	8ª
Rio Grande do Norte	0,50	12ª	0,63	9ª
Mato Grosso	0,39	15ª	0,63	9ª
Pernambuco	0,46	13ª	0,53	10ª
Espírito Santo	0,46	13ª	0,52	11ª
Sergipe	0,34	18ª	0,52	11ª
Rondônia	0,36	16ª	0,52	11ª
Amazonas	0,41	14ª	0,47	12ª
Tocantins	0,35	17ª	0,38	13ª
Roraima	0,24	20ª	0,35	14ª
Acre	0,26	19ª	0,29	15ª
Amapá	0,15	21ª	0,22	16ª
Estatísticas descritivas				
Média	0,55	-	0,71	-
Máximo	1,00	-	1,00	-
Mínimo	0,15	-	0,48	-
Variância	0,05	-	0,06	-

Elaboração dos autores.

11. Um exemplo fictício simplificado seria o caso de uma turma de estudantes com habilidades diferentes. Com apenas uma disciplina (matemática, por exemplo), certamente haverá discriminação nas notas (escores) dos alunos. Entretanto, se a quantidade de disciplinas aumentar muito e as disciplinas forem muito diferentes, as médias das notas de cada aluno podem não ser muito díspares, pois alguns irão bem em algumas disciplinas, mas provavelmente desempenharão mal em outras.

Além disso, observa-se que a maioria dos estados eficientes no modelo 2 também são os mais bem colocados no modelo 1. Tal fato se repete com os menos eficientes, a citar: Amapá, Acre e Roraima. Apesar disso, destaca-se um estado que possui resultados que não se compatibilizam entre esses modelos: Minas Gerais. Essa diferença ocorre porque tal estado gasta pouco em saúde (o nível de insumo utilizado é mais baixo), e o modelo 2 é capaz de captar melhor esse efeito, pois os gastos estaduais estão discriminados – esse estado tem seu nível de eficiência aumentado em relação ao modelo sem a discriminação.

Um ponto a ser destacado nos resultados mencionados, corroborado a seguir, é que piores desempenhos em termos de indicadores não implicam, via de regra, ineficiência, bem como bons desempenhos não garantem que os gastos foram alocados de maneira eficiente. Um exemplo é o estado do Maranhão, que mesmo possuindo um IDSP abaixo da média nacional, mostrou-se eficiente. Isso é explicado por ter sido o estado com o nível de gasto mais baixo no país.

Procurando entender o comportamento dos modelos em relação aos seus *outputs*, comparou-se o primeiro modelo com o terceiro modelo, e o segundo com o quarto. Os resultados estão nas tabelas 3 e 4, respectivamente. Como apresentado, o poder de discriminação é reduzido conforme a quantidade de variáveis é ampliada em relação ao número de DMUs. Portanto, o poder de discriminação dos modelos que utilizam o IDSP como único *output* é maior do que o observado nos modelos que utilizam diversas variáveis como *outputs*.

TABELA 3
Escores de eficiência e *ranking* para os modelos 1 e 3

Unidade da Federação	Modelo 1		Modelo 3	
	Eficiência	Classificação	Eficiência	Classificação
Maranhão	1,00	1ª	1,00	1ª
São Paulo	1,00	1ª	1,00	1ª
Paraná	0,94	2ª	1,00	1ª
Santa Catarina	0,80	3ª	1,00	1ª
Rio Grande do Sul	0,75	5ª	1,00	1ª
Espírito Santo	0,46	13ª	1,00	1ª
Goiás	0,51	11ª	0,95	2ª
Ceará	0,67	6ª	0,91	3ª
Pernambuco	0,46	13ª	0,89	4ª
Piauí	0,77	4ª	0,80	5ª
Bahia	0,62	8ª	0,76	6ª
Mato Grosso do Sul	0,64	7ª	0,71	7ª
Rio Grande do Norte	0,50	12ª	0,70	8ª
Minas Gerais	0,56	9ª	0,70	8ª

(Continua)

(Continuação)

Unidade da Federação	Modelo 1		Modelo 3	
	Eficiência	Classificação	Eficiência	Classificação
Mato Grosso	0,39	15 ^a	0,67	9 ^a
Paraíba	0,55	10 ^a	0,66	10 ^a
Amazonas	0,41	14 ^a	0,63	11 ^a
Pará	0,56	9 ^a	0,62	12 ^a
Rio de Janeiro	0,50	12 ^a	0,60	13 ^a
Alagoas	0,56	9 ^a	0,59	14 ^a
Rondônia	0,36	16 ^a	0,45	15 ^a
Sergipe	0,34	18 ^a	0,39	16 ^a
Tocantins	0,35	17 ^a	0,37	17 ^a
Acre	0,26	19 ^a	0,35	18 ^a
Roraima	0,24	20 ^a	0,25	19 ^a
Amapá	0,15	21 ^a	0,19	20 ^a
Estatísticas descritivas				
Média	0,55	-	0,70	-
Máximo	1,00	-	1,00	-
Mínimo	0,15	-	0,48	-
Variância	0,05	-	0,06	-

Elaboração dos autores.

Em relação aos primeiros colocados no *ranking*, os resultados foram similares em ambos os modelos. Entretanto, os estados do Espírito Santo, Goiás e Pernambuco tiveram desempenhos melhores no modelo 3 em relação ao modelo 1. Há um ponto em comum entre os três estados: o desempenho em segurança é pior em relação à saúde e à educação, o que prejudica o IDSP e, consequentemente, reduz o *output* do modelo 1. Todavia, no modelo em que os *outputs* estão em entradas distintas, eles são menos prejudicados, pois há uma compensação com o desempenho das outras áreas.

Esses resultados indicam que os pesos dados de forma arbitrária na construção do IDSP influenciam diretamente nos resultados das eficiências, sendo benevolentes ou prejudiciais às determinadas DMUs. Tal comportamento também é observado na tabela 4. Constatou-se que o número de estados eficientes aumenta, ou seja, o poder de discriminação diminui por conta do aumento da quantidade total de *inputs* e *outputs*, predominando como eficientes os estados da região Sul e Sudeste, além de Maranhão, Ceará, Pernambuco e Goiás.

TABELA 4
Escores de eficiência e ranking para os modelos 2 e 4

Unidade da Federação	Modelo 2		Modelo 4	
	Eficiência	Classificação	Eficiência	Classificação
Ceará	0,83	5 ^a	1,00	1 ^a
Espírito Santo	0,52	11 ^a	1,00	1 ^a
Goiás	0,64	8 ^a	1,00	1 ^a
Maranhão	1,00	1 ^a	1,00	1 ^a
Minas Gerais	1,00	1 ^a	1,00	1 ^a
Paraná	1,00	1 ^a	1,00	1 ^a
Pernambuco	0,53	10 ^a	1,00	1 ^a
Piauí	1,00	1 ^a	1,00	1 ^a
Rio Grande do Sul	1,00	1 ^a	1,00	1 ^a
Santa Catarina	1,00	1 ^a	1,00	1 ^a
São Paulo	1,00	1 ^a	1,00	1 ^a
Mato Grosso do Sul	0,93	2 ^a	0,98	2 ^a
Rio de Janeiro	0,86	4 ^a	0,97	3 ^a
Pará	0,87	3 ^a	0,94	4 ^a
Paraíba	0,81	6 ^a	0,91	5 ^a
Mato Grosso	0,63	9 ^a	0,85	6 ^a
Rio Grande do Norte	0,63	9 ^a	0,83	7 ^a
Alagoas	0,79	7 ^a	0,82	8 ^a
Bahia	0,64	8 ^a	0,80	9 ^a
Amazonas	0,47	12 ^a	0,75	10 ^a
Rondônia	0,52	11 ^a	0,60	11 ^a
Sergipe	0,52	11 ^a	0,57	12 ^a
Tocantins	0,38	13 ^a	0,43	13 ^a
Acre	0,29	15 ^a	0,39	14 ^a
Roraima	0,35	14 ^a	0,37	15 ^a
Amapá	0,22	16 ^a	0,26	16 ^a
Estatísticas descritivas				
Média	0,71	-	0,83	-
Máximo	1,00	-	1,00	-
Mínimo	0,22	-	0,48	-
Variância	0,06	-	0,06	-

Elaboração dos autores.

Na tabela 5 estão apresentados os resultados referentes aos modelos de *bad output*. Nesses modelos, é importante ressaltar, estão reportadas as ineficiências, e não as eficiências das DMUs. Como novos achados em relação aos modelos anteriores, constata-se que Roraima apareceu como um estado eficiente e bem colocado no

modelo 5, enquanto, no modelo 6, Alagoas, Bahia e Pará foram eficientes, sendo um resultado exclusivo deste modelo.

TABELA 5
Escores de ineficiência e ranking para os modelos 5 e 6

Unidade da Federação	Modelo 5		Modelo 6	
	Ineficiência	Classificação	Ineficiência	Classificação
Ceará	0,000000	1ª	0,000000	1ª
Espírito Santo	0,000000	1ª	0,000000	1ª
Maranhão	0,000000	1ª	0,000000	1ª
Paraná	0,000000	1ª	0,000000	1ª
Piauí	0,000000	1ª	0,000000	1ª
São Paulo	0,000000	1ª	0,000000	1ª
Santa Catarina	0,000000	1ª	0,000000	1ª
Rio Grande do Sul	0,012350	2ª	0,000000	1ª
Minas Gerais	0,068565	3ª	0,000000	1ª
Pernambuco	0,068935	4ª	0,000000	1ª
Bahia	0,163134	8ª	0,000000	1ª
Mato Grosso do Sul	0,166641	9ª	0,000000	1ª
Pará	0,250188	10ª	0,000000	1ª
Alagoas	0,295383	14ª	0,000000	1ª
Roraima	0,000000	1ª	0,000002	2ª
Rio de Janeiro	0,118056	5ª	0,037950	3ª
Paraíba	0,270226	11ª	0,047949	4ª
Goiás	0,121016	6ª	0,069686	5ª
Rio Grande do Norte	0,122064	7ª	0,079184	6ª
Sergipe	0,324666	16ª	0,177670	7ª
Mato Grosso	0,277606	12ª	0,204994	8ª
Amazonas	0,331285	17ª	0,236590	9ª
Tocantins	0,290032	13ª	0,268036	10ª
Acre	0,306797	15ª	0,306797	11ª
Rondônia	0,385515	18ª	0,366220	12ª
Amapá	0,451319	19ª	0,451319	13ª
Estatísticas descritivas				
Média	0,15	-	0,09	-
Máximo	0,45	-	0,45	-
Mínimo	0,00	-	0,48	-
Variância	0,02	-	0,02	-

Elaboração dos autores.

Para analisar a correlação entre os resultados obtidos dos modelos foi realizado o teste de correlação de Spearman, que mede a intensidade da relação entre

as classificações de duas variáveis não paramétricas. As três primeiras análises apresentadas na tabela 6 referem-se aos que possuem os mesmos *outputs* e a mesma metodologia, alterando apenas os *inputs*. Constatou-se que os resultados entre os modelos 1 e 2, 3 e 4, e 5 e 6 são positivamente correlacionados e estatisticamente significativos. Dentre estes, a correlação mais fraca ocorre entre os que utilizam a metodologia de *bad output*.

Os resultados das quarta e quinta posições (modelos 1 e 3; modelos 2 e 4) procuraram analisar a intensidade das relações entre aqueles que utilizam o IDSP e a abordagem padrão da DEA, que inclui vários *outputs*. Tal como nos resultados anteriores, os modelos também são positivamente correlacionados e estatisticamente significativos; entretanto, possuem uma correlação mais fraca quando comparados às primeiras correlações.

No que se refere às quatro últimas correlações, as quais buscam entender como os diversos modelos se correlacionam com os modelos de *bad output* (modelos 5 e 6), constatou-se que todos os resultados estão negativamente correlacionados com os da abordagem direcional, sendo estatisticamente significativos, o que nos leva a entender que o resultado tem o mesmo sentido, pois enquanto os quatro primeiros modelos analisam a eficiência, os modelos 5 e 6 analisam a ineficiência.

TABELA 6
Resultados do teste de correlação de Spearman

Teste de correlação de Spearman			
Modelos	S	ρ	p -valor
1 e 2	211,44	0,9277131	0,00
3 e 4	289,75	0,9009395	0,00
5 e 6	1124,6	0,6155123	0,00
1 e 3	589,59	0,7984313	0,00
2 e 4	567,82	0,8058745	0,00
1 e 5	4814,6	-0,646034	0,00
2 e 6	5294	-0,81	0,00
3 e 5	5097,8	-0,74283	0,01
4 e 6	5294,6	-0,810111	0,00

Elaboração dos autores.

Além do teste de correlação, procurou-se entender se os *rankings* dos modelos são correspondentes. Para tal propósito, utilizou-se o teste de Wilcoxon-Mann-Whitney. Este teste analisa se duas amostras independentes, medidas em escala ordinal ou numérica, foram retiradas de populações com médias iguais. A hipótese nula a

ser testada é a de que há igualdade entre as médias populacionais. Portanto, pode-se concluir, como apresentado na tabela 7, que para os modelos que seguem a mesma metodologia e utilizam os mesmos *outputs*, alterando apenas os *inputs*, a hipótese nula não é rejeitada apenas entre os modelos 1 e 2, indicando que há uma correspondência entre os resultados desses modelos. Entre os modelos 3 e 4, e entre os modelos 5 e 6, a hipótese nula é rejeitada, indicando que não há correspondência entre os *rankings*.

Quando se testa a relação dos *rankings* que utilizam o IDSP (modelos 1 e 2) com os demais, seja com a abordagem convencional da DEA (modelos 3 e 4) ou a de *bad outputs* (modelos 5 e 6), a hipótese nula não é rejeitada ao nível de 5% apenas entre os modelos 1 e 3. Entre os modelos 2 e 4, entre os modelos 1 e 5, e entre os modelos 2 e 6, os resultados indicam que não há uma igualdade entre as médias populacionais. Já os resultados dos modelos de *bad output* com os modelos 3 e 4 indicam que os *rankings* entre eles não são correspondentes.

TABELA 7
Resultados do teste de Wilcoxon-Mann-Whitney

Teste de Wilcoxon-Mann-Whitney		
Modelos	W	p-valor
1 e 2	170,5	0,15
3 e 4	148,5	0,03
5 e 6	18	0,00
1 e 3	145	0,31
2 e 4	191,5	0,03
1 e 5	255,5	0,04
2 e 6	307,5	0,00
3 e 5	224	0,04
4 e 6	307,5	0,00

Elaboração dos autores.

No geral, em todos os modelos de DEA, Maranhão e São Paulo estão entre os estados mais eficientes. Além disto, predominam os estados da região Sul entre os melhores colocados. Ademais, Acre, Amapá e Roraima estão entre os estados mais ineficientes, exceto para o modelo 6, onde Roraima não está entre os dois piores colocados.

Comparando os modelos pela correlação de Spearman da tabela 7, nota-se que eles são positivamente correlacionados, em menor ou maior grau, o que significa que os diversos modelos são consistentes entre si. Entretanto, a partir do teste de

Wilcoxon-Mann-Whitney, constata-se que existe correlação estatisticamente significativa apenas entre os *rankings* dos modelos 1 e 2 e os *rankings* dos modelos 1 e 3.

3.3 Variáveis não discricionárias e regressões Tobit

Para análise das variáveis não discricionárias, utilizou-se a regressão Tobit. Optou-se por construir duas regressões distintas – a primeira com as seguintes variáveis explicativas: *PIB*, *densidade populacional* e *transparência*; na segunda, além dessas variáveis, incluiu-se a *dummy* de coligação. Escolheu-se fazer dois tipos de regressões, devido à hipótese de que a variável *coligação* possa estar correlacionada com a corrupção. Para cada uma dessas regressões, foi utilizada como variável explicada os escores de eficiências de cada modelo apresentado anteriormente.

Os valores de eficiência utilizados nas regressões correspondem aos originais obtidos nos modelos com orientação aos *outputs*. Nesse caso, os estados eficientes possuem escores iguais a 1, enquanto os estados ineficientes, escores inferiores a 1 para os modelos de 1 a 4. Já para os modelos direcionais, 5 e 6, os escores representam as ineficiências, em que os estados eficientes têm resultados iguais a 0 e ineficientes acima disso, logo, quanto mais próximo de 1, mais ineficiente é aquele estado. A censura da regressão foi realizada no intervalo $[0, 1]$. É importante destacar que a interpretação dos modelos 5 e 6 é inversa à dos demais, devido ao fato explicado acima.

TABELA 8
Resultados Tobit – primeira regressão

Modelo 1				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercepto	0,2753000	0,0840200	3,2700	0,0011
PIB	0,0000004	0,0000002	2,0880	0,0368
Densidade	-0,0005202	0,0005489	-0,9480	0,3434
Transparência	0,0323500	0,0114400	2,8280	0,0047
Modelo 2				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercepto	0,391500	0,1138000	3,439	0,000584
PIB	0,000001	0,0000005	2,447	0,014397
Densidade	-0,001127	0,0160600	-1,226	0,220057
Transparência	0,032140	0,1700000	2,001	0,045356
Modelo 3				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercepto	0,33240	0,1007000	3,085	0,0023
PIB	0,00000	0,0000004	1,369	0,17098
Densidade	-0,00060	0,0007673	-0,783	0,43377
Transparência	0,04804	0,0152200	3,156	0,0016

(Continua)

(Continuação)

Modelo 4				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercepto	0,44920	0,117700	3,8160	0,0000
PIB	0,00000	0,000001	1,8590	0,0629
Densidade	-0,00088	0,001029	-0,8540	0,0038
Transparência	497,10000	0,017180	2,8930	0,0000
Modelo 5				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercepto	0,3157000	0,0783000	4,03200	0,00
PIB	-0,0000003	0,0000002	-1,17500	0,24
Densidade	0,0002073	0,0005353	0,38000	0,70
Transparência	-0,0213000	0,0109800	-1,93800	0,05
Modelo 6				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercepto	0,4766000	0,16	3,026	0,00247
PIB	-0,0000009	0,00	-1,107	0,26842
Densidade	0,0007607	0,00	0,529	0,59704
Transparência	-0,0595800	0,02	-2,516	0,1187

Elaboração dos autores.

A primeira constatação é que o sentido interpretativo dos parâmetros das regressões são os mesmos em todos os modelos, novamente reforçando a consistência entre eles.

Na primeira regressão proposta, apresentada na tabela 8 para cada um dos modelos de DEA, constata-se que o PIB possui uma relação direta com a eficiência, corroborando com a intuição inicial de Silva e Almeida (2012), e refutando o trabalho de Ribeiro (2008).

Para a densidade populacional, os resultados indicam uma relação inversa com a eficiência, tal como encontrado por Marinho *et al.* (2020), indicando que estados mais densos demograficamente são menos eficientes, pois enfrentam problemas oriundos de aglomerações.

Quanto à *proxy* de corrupção, a sua recíproca, a transparência, mostrou-se diretamente relacionada com a eficiência, indicando que quanto mais transparente for um estado, mais eficiente ele será.

Os resultados foram estatisticamente significativos, com o nível de significância a 5% para a maioria dos modelos e variáveis, com exceção da variável *densidade*, que somente foi estatisticamente significativa no modelo 4.

Na tabela 9 estão os resultados da segunda regressão. Os resultados foram similares à regressão anterior. A variável *dummy* de coligação incluída apresentou

relação inversa com a eficiência, no entanto, não foi estatisticamente significativa. Isto pode estar ocorrendo devido à multicolinearidade, ou seja, pode ser que haja correlação com a variável *transparência*. A exceção ocorre no modelo 5, onde a coligação apresenta sinal oposto ao da variável *transparência*, favorecendo a hipótese de estar associada a mais corrupção e menos eficiência. Entretanto, foi realizado um teste de correlação entre essas variáveis e o resultado foi uma correlação baixa (0,074), ou seja, estados que estejam coligados com o governo federal não tendem a ser menos transparentes. Este teste, contudo, não foi estatisticamente significativo, tornando necessária uma maior investigação dessa correlação.

TABELA 9
Resultados Tobit – segunda regressão

Modelo 1				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	Pr(> z)
Intercepto	0,3050000	0,09383000	3,2500	0,0012
PIB	0,0000004	0,00000019	2,1260	0,0335
Densidade	-0,0482200	0,00054620	-0,8830	0,3773
Transparência	0,0324700	0,01132000	2,8680	0,0041
Coligação	-0,0492500	0,07235000	-0,6810	0,4961
Modelo 2				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	Pr(> z)
Intercepto	0,4457000	0,1269000	3,513	0,000
PIB	0,0000012	0,00000005	2,502	0,012
Densidade	-0,0010270	0,0008988	-1,142	0,253
Transparência	0,0324400	0,0157200	2,064	0,039
Coligação	-0,0900700	0,1013	-0,8890000	0,3739
Modelo 3				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	Pr(> z)
Intercepto	0,3833000	0,1198000	3,199	0,001
PIB	0,0000005	0,00000004	1,418	0,156
Densidade	-0,0005351	0,0007597	-0,704	0,481
Transparência	0,0483900	0,0150000	3,226	0,001
Coligação	-0,0862600	0,0957400	-0,904	0,366
Modelo 4				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	Pr(> z)
Intercepto	0,544300	0,127700	4,263	0,000
PIB	0,000001	0,000001	1,922	0,055
Densidade	-0,000707	0,000979	-0,722	0,470
Transparência	0,051720	0,016600	3,116	0,002
Coligação	-16,8000000	0,1131000	-1,485	0,138

(Continua)

(Continuação)

Modelo 5				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercepto	0,2336000	0,0823700	2,836	0,005
PIB	-0,0000003	0,0000002	-1,302	0,193
Densidade	0,0001145	0,0005019	0,228	0,819
Transparência	-0,0218100	0,0101900	-2,141	0,032
Coligação	0,1382000	0,0668800	2,066	0,038
Modelo 6				
	<i>Estimate</i>	<i>Standard error</i>	<i>Z-Value</i>	<i>Pr(> z)</i>
Intercepto	0,460300	0,184800	2,491	0,013
PIB	-0,000001	0,000001	-1,105	0,269
Densidade	0,000737	0,001443	0,511	0,610
Transparência	-0,059800	0,023770	-2,515	0,012
Coligação	0,026470	0,157600	0,168	0,867

Elaboração dos autores.

Por fim, cabe frisar que as regressões foram feitas para 26 observações. Portanto, a pouca variabilidade pode ter prejudicado algumas das estimativas, o que torna importante ampliar a análise para outros períodos em trabalhos futuros, permitindo aumentar o número de observações.

4 COMENTÁRIOS FINAIS

Este estudo analisou a eficiência dos gastos para os 26 estados brasileiros, atentando-se às áreas de saúde, segurança e educação em 2015, em busca de compreender as variáveis externas que influenciaram no desempenho do gasto dos estados em suas funções básicas de provedor de serviços públicos nas áreas referidas. Para tal, utilizou-se a metodologia DEA como forma de obter os valores de eficiência relativa e em seguida regressões censuradas Tobit, visando explicar esses resultados. Além disso, procurou-se compreender qual abordagem utilizada a partir da DEA seria melhor para analisar a economia de forma agregada.

A literatura brasileira levantada mostrou que são escassos os trabalhos nacionais que analisam a eficiência dos gastos públicos de forma agregada, sobretudo nas áreas analisadas, sendo predominante a abordagem microfundamentada, ou seja, realizada separadamente por área. Na literatura internacional esta abordagem agregada está mais presente, mesmo que não em nível estadual.

A partir dos diversos modelos analisados, pôde-se concluir que os estados brasileiros se mostraram ineficientes em sua maioria, sendo os piores resultados no Amapá e Acre, e os melhores no Maranhão e em São Paulo. Com relação à observação regional, destacaram-se os estados do Sul e Sudeste como melhores colocados.

Quanto aos diferentes tipos de modelos analisados, notou-se que o poder de discriminação daqueles que utilizam o IDSP, proposto por Afonso e Tanzi (2003), é maior do que os demais e que isso ocorreria devido à proporção entre quantidade de DMUs e a soma das quantidades de *outputs* e *inputs*, uma vez que esse indicador sintetiza informações de seis indicadores. Porém, caberia uma crítica em relação aos pesos iguais, preestabelecidos de forma arbitrária, atribuídos a cada indicador em Afonso e Tanzi (2003), que podem ser benevolentes para algumas e prejudiciais para outras DMUs. O problema de discriminação e pesos arbitrários também apareceu quando utilizado apenas um *input* (nível de gasto *per capita* total), sendo mais proveitoso utilizar os níveis de gastos em seis *inputs*, tratando as áreas separadamente e não de modo agregado, e apresentando o gasto *per capita* de cada área analisada. Apesar de um baixo poder de discriminação, os modelos que utilizam diversos *outputs* foram mais realistas por melhor refletirem a diversidade e heterogeneidade das DMUs nos diversos indicadores.

Uma maneira apontada para melhorar o poder de discriminação é ampliar o número de DMUs, estendendo a análise para outros anos. A amostra foi coletada apenas para 2015, em função da ausência de dados relativos aos indicadores aqui utilizados em determinados anos. Adicione-se a constatação de que os modelos são positivamente correlacionados, de acordo com o teste de Spearman. Entretanto, o teste de Wilcoxon-Mann-Whitney, utilizado para analisar a correspondência dos *rankings* obtidos, mostrou que essa correspondência não pode ser afirmada entre os *rankings* dos modelos que utilizam o IDSP, comparando-os com os demais. Esse resultado pode ser consequência da crítica apontada anteriormente quanto a esses modelos agregados.

No que se refere às variáveis não discricionárias, concluiu-se que o PIB está diretamente relacionado ao nível de eficiência, ou seja, estados com maior renda tenderiam a ser mais eficientes. No que tange ao tamanho do território e tamanho da população, a densidade demográfica mostrou-se negativamente relacionada à eficiência, ou seja, quanto mais denso demograficamente for um estado, menos eficiente ele tende a ser. Em relação à transparência, as estatísticas mostram que quanto maior, mais eficiente será o estado. O inverso ocorre para coligação, indicando que quando há coligação entre o estado e o governo federal, menor tende a ser a eficiência dele. Apesar de os resultados indicarem que há uma correlação fraca e positiva entre transparência e coligação, torna-se necessário uma análise mais detalhada, visto que o teste não foi estatisticamente significativo e existe uma postulação da CGU de que há correlação entre tais variáveis, pois a transparência também inibe a corrupção. O aprimoramento e disseminação do uso desse indicador deveria ser objeto de políticas públicas em todos os níveis de governo, de todos os entes federados, e em todos os Poderes da República.

Em conclusão, este trabalho procurou contribuir para a literatura apresentando diferentes formas de utilizar a metodologia DEA para analisar eficiência dos gastos públicos de forma agregada e, mais especificamente, para a literatura nacional, olhando para três áreas concomitantemente – educação, saúde e segurança – ao nível das Unidades da Federação. Além disso, sugere-se ampliar a quantidade de DMUs, estendendo o número de anos analisados, o que permitiria ampliar o poder de discriminação na aferição da eficiência do gasto, nos modelos que separam as diferentes áreas analisadas. Para tanto, é fundamental que haja uma maior disponibilidade de dados para um período mais longo – um problema que este trabalho enfrentou. Os dados sobre o setor público são um bem público da maior importância, dada a necessidade de se fazer uma avaliação permanente e aprofundada dos gastos nas diferentes esferas subnacionais. Ademais, sugere-se para outros estudos um aprofundamento do tratamento e um maior detalhamento dos gastos públicos, levando em conta que diversas funções têm graus de autonomia municipal e privada diferentes, o que pode levar a um maior refinamento nos resultados alcançados.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; FERNANDES, S. Measuring local government spending efficiency: evidence for the Lisbon region. **Regional Studies**, v. 40, p. 39-53, fev. 2006.
- AFONSO, A.; KAZEMI, M. **Assessing public spending efficiency in 20 OECD countries**. Lisboa: ISEG-UL, dez. 2016. (Working Papers, n. WP122016DEUE-CE). Disponível em: <https://www.repository.utl.pt/bitstream/10400.5/11716/1/wp122016.pdf>. Acesso em: 15 dez. 2018.
- AFONSO, A.; ROMERO, A.; MONSALVE, E. **Assessing public spending efficiency in 20 OECD countries**. Inter-American Development Bank, mar. 2013. (Discussion Paper, n. IDB-DP279). Disponível em: <http://www.iadb.org/wmsfiles/products/publications/documents/37717732.pdf>. Acesso em: 15 dez. 2018.
- AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. **Public sector efficiency: an international comparison**. Frankfurt: European Central Bank, jul. 2003. (Working Paper Series, n. 242). Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp242.pdf?97d51e6d2cca0da4180e5c215dccc8e>. Acesso em: 12 jan. 2019.
- AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. Public sector efficiency: an international comparison. **Public Choice**, v. 123, p. 321-347, jun. 2005.
- AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. **Public sector efficiency: evidence for new EU member states and emerging markets**. Frankfurt: European Central Bank, jan. 2006. (Working Paper Series, n. 581). Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp581.pdf>. Acesso em: 12 jan. 2019.

AGASISTI, T.; DAL BIANCO, A.; GRIFFINI, M. The public sector fiscal efficiency in Italy: the case of Lombardy municipalities in the provision of the essential public services. **Società Italiana di Economia Pubblica**, n. 691, mar. 2015.

ANJOS, R. M.; COSTA, A. L.; CAMPELLO, C. A. G. B. Análise da eficiência do investimento em saúde e desenvolvimento dos estados brasileiros. *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 35., 2011, Rio de Janeiro. **Anais... ANPAD**, 2011. Disponível em: <http://www.anpad.org.br/admin/pdf/APB2874.pdf>. Acesso em: 10 mar. 2019.

ARAÚJO JÚNIOR, J. N. *et al.* Eficiência técnica das escolas públicas dos estados do Nordeste: uma abordagem em dois estágios. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 3, p. 61-73, jul.-set. 2016.

BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 30, p. 1078-1092, 1984.

BANKER, R.; NATARAJAN, R.; ZHANG, D. Two-stage estimation of the impact of contextual variables in stochastic production function models using Data Envelopment Analysis: second stage OLS versus bootstrap approaches. **European Journal of Operational Research**, v. 278, p. 368-384, 2019.

BOGETOFT, P.; OTTO, L. **Benchmarking with DEA and SFA, R package version 0.26**. 2015.

BRASIL. Emenda Constitucional nº 19, de 4 de junho de 1998. Modifica o regime e dispõe sobre princípios e normas da Administração Pública, servidores e agentes políticos, controle de despesas e finanças públicas e custeio de atividades a cargo do Distrito Federal, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 5 jun. 1998.

CARVALHO, L. D. B.; SOUZA, M. C. S. Eficiência das escolas públicas urbanas das regiões Nordeste e Sudeste do Brasil: uma abordagem em três estágios. **Estudos Econômicos**, v. 44, n. 4, p. 649-684, 2014.

CASTANHEIRA, F. G. C. **Gasto público em segurança e criminalidade**: uma análise da eficácia e eficiência. 2011. Dissertação (Mestrado) – Pós-Graduação em Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2011. Disponível em: http://btd.d.ibict.br/vufind/Record/UERJ_f8cd3629350a-8374f93922ac35ed3da6/Details. Acesso em: 12 mar. 2019.

CERQUEIRA, D. R. C. **Causas e consequências do crime no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia) – Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica, Rio de Janeiro, 2010.

CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision-making units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.

CORDERO, J. M. *et al.* Efficiency assessment of Portuguese municipalities using a conditional nonparametric approach. **Journal of Productivity Analysis**, v. 48, p. 1-24, 2017.

DELGADO, V. M. S. **Eficiência das escolas públicas estaduais de Minas Gerais: considerações acerca da qualidade a partir da análise dos dados do Sica e do Simave.** 2007. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007. Disponível em: http://www.bibliotecadigital.ufmg.br/dspace/bitstream/handle/1843/AMSA-72MNFQ/disserta__o_victormaiasenna_2007.pdf?sequence=1. Acesso em: 12 mar. 2019.

FARRELL, J. M. The measurement of technical efficiency. **Journal of the Royal Statistics Society**, Series A (General), v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.

GARMATZ, A.; SIRENA, S.; VIERA, G. Avaliação da eficiência técnica dos hospitais de ensino do Brasil utilizando a análise envoltória de dados. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 26, n. 2, 2021. Disponível em: <http://cienciaesaudecoletiva.com.br/artigos/avaliacao-da-eficiencia-tecnica-dos-hospitais-de-ensino-do-brasil-utilizando-a-analise-envoltoria-de-dados/17488?id=17488>.

GEYS, B.; HEINEMANN, F.; KALB, A.; Local government efficiency in German Municipalities. **Raumforsch Und Raumordn**, v. 71, p. 283-293, ago. 2013.

GONÇALVES, F. O.; FRANÇA, M. T. A. Eficiência na provisão de educação pública municipal: uma análise em três estágios dos municípios brasileiros. **Estudos Econômicos**, v. 43, n. 2, p. 271-299, abr.-jun. 2013.

KELIBER, C.; ZEILEIS, A. **Applied Econometrics with R.** Nova York: Springer-Verlag, 2008. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package>.

KYRIACOU, A.; GALLO, L. M.; SAGALÉSO, O. R. The redistributive efficiency of fiscal policy. **Munich Personal RePEc Archive**, n. 63276, mar. 2015. Disponível em: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/63276/>. Acesso em: 17 dez. 2018.

KUTLAR, A.; BAKIRCI, F.; YUKSEL, F. An analysis on the economic effectiveness of municipalities in Turkey. **African Journal of Marketing Management**, v. 4, n. 3, p. 80-98, mar. 2012.

LO STORTO, C. The trade-off between cost efficiency and public service quality: a non-parametric frontier analysis of Italian major municipalities. **Cities**, v. 51, p. 52-63, jan. 2016.

MARINHO, A.; CARDOSO, S. S. **Avaliação da eficiência técnica e da eficiência de escala do sistema nacional de transplantes**. Rio de Janeiro: Ipea, fev. 2007. (Texto para Discussão, n. 1260). Disponível em: http://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/TDs/td_1260.pdf. Acesso em: 9 out. 2018.

MARINHO, A.; CARDOSO, S. S.; ALMEIDA, V. V. Avaliação comparativa de sistemas de saúde com a utilização de fronteiras estocásticas: Brasil e OCDE. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, p. 3-19, 2012.

MARINHO, A.; CARDOSO, S. S.; ALMEIDA, V. V. Avaliação comparativa dos sistemas de saúde do Brasil e de países da América Latina, do Caribe, e da OECD. **Economia Aplicada**, v. 24, n. 2, p. 195-214, 2020.

OH, D.; SUH, D. **Nonparaeff**: nonparametric methods for measuring efficiency and productivity – R package version 0.5-8. 2013. Disponível em: <https://CRAN.Rproject.org/package=nonparaeff>. Acesso em: 20 jun. 2019.

RIBEIRO, M. B. **Desempenho e eficiência do gasto público**: uma análise comparativa do Brasil em relação a um conjunto de países da América Latina. Rio de Janeiro: Ipea, dez. 2008. (Texto para Discussão, n. 1368). Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1368.pdf. Acesso em: 15 fev. 2019.

SCHERER, G. *et al.* Eficiência dos gastos em educação básica nos estados brasileiros a partir da análise envoltória de dados (DEA). *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 23., 2016, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais...** CBC, 2016. Disponível em: <https://anaiscbc.emnuvens.com.br/anais/article/view/4133>. Acesso em: 13 dez. 2019.

SCHERER, G. *et al.* Análise da eficiência dos gastos com educação no ensino fundamental dos estados brasileiros, a partir da análise envoltória de dados (DEA). **ConTexto**, v. 19, n. 43, p. 27-43, 2019.

SILVA, J. L. M.; ALMEIDA, J. C. L. de. Eficiência no gasto público com educação: uma análise dos municípios do Rio Grande do Norte. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 39, p. 219- 242, jul.-dez. 2012.

SILVEIRA, E. D. *et al.* A eficiência dos gastos em segurança pública dos estados brasileiros. *In*: CONGRESSO DE CONTABILIDADE E GOVERNANÇA, 2., 2016, Brasília, Distrito Federal. **Anais...** UnB, 2016.

SIMAR, L.; WILSON, P. W. Two-stage DEA: caveat emptor. **Journal of Productivity Analysis**, v. 36, p. 205-218, 2011.

SOUZA, M. C. S.; CRIBARI-NETO, F.; STOSIC, B. D. Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in Brazilian municipalities. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 25, n. 2, p. 287-313, nov. 2005.

SOUZA, M. C. S.; RAMOS, F. S. Eficiência técnica e retornos de escala na produção de serviços públicos municipais: o caso do Nordeste e do Sudeste brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 4, p. 433-461, 1999.

TROMPIERI NETO, N. *et al.* **Análise da eficiência das escolas estaduais cearenses**. Fortaleza: Ipece, nov. 2014. (Texto para Discussão, n. 108). Disponível em: http://www.ipece.ce.gov.br/textos_discussao/TD_108.pdf. Acesso em: 5 mar. 2019.

YUSFANY, A. The efficiency of local governments and its influence factors. **International Journal of Scientific & Technology Research**, v. 4, p. 219-241, out. 2015.

ZOGHBI, A. C. P. *et al.* Mensurando o desempenho e a eficiência dos gastos estaduais em educação fundamental e média. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 785-809, out.-dez. 2009.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

AFONSO, A.; FERNANDES, S. Assessing and explaining the relative efficiency of local government. **The Journal of Socio-Economics**, v. 37, p. 1946-1979, 2008.

COOPER, W. W.; SEIFORD, L. M.; TONE, K. **Data envelopment analysis: a comprehensive text with models, applications, references and DEA-Solver Software**. 2. ed. Nova York: Springer, 2007.

Originais submetidos em: jan. 2021.

Última versão recebida em: set. 2021.

Aprovada em: set. 2021.

EDUCAÇÃO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO-ESPACIAL PARA OS MUNICÍPIOS DO SUDESTE BRASILEIRO¹

Leonardo Alexandrino de Almeida²

Vinícius de Azevedo Couto Firme³

Este trabalho usou uma versão espacial ampliada do modelo MRW (Mankiw, Romer e Weil, 1992) para analisar o impacto da educação no crescimento da renda *per capita* dos municípios do Sudeste brasileiro entre 2000 e 2010. Os resultados sugerem que o impacto é maior em localidades predominantemente urbanas, desenvolvidas, com maior porte populacional e menor desigualdade. Estimou-se que um crescimento de 10% na educação aumentaria a renda entre 4,28% e 5,54%, com impactos maiores nos municípios de São Paulo e menores nos municípios de Minas Gerais. Em um cenário ideal, a renda aumentaria até 32,3% apenas com melhorias na educação. Embora elevado, este efeito poderia ficar superestimado caso a dependência espacial fosse ignorada.

Palavras-chave: crescimento regional; capital humano; educação.

EDUCATION AND ECONOMIC GROWTH: A SPATIAL-ECONOMETRIC ANALYSIS FOR THE MUNICIPALITIES FROM SOUTHEAST'S BRAZIL

This work used an expanded spatial version of MRW's model (Mankiw, Romer e Weil, 1992) to analyze the education impact on per capita income growth of cities from Brazil's southeastern between 2000-2010. The results suggest this impact is greater in urban and developed locations, with larger population size and lower levels of inequality. It was estimated that a 10% growth in education would increase income between 4.28% and 5.54%, with greater/lesser impacts São Paulo/Minas Gerais cities. In an ideal scenario, the income would increase up to 32.3% only with improvements in education. Although high, this effect would be overestimated if the spatial dependence were ignored.

Keywords: regional growth; human capital; education.

JEL: R11; R12; I20; I30.

1 INTRODUÇÃO

Após Solow (1956) propor um modelo macroeconômico para explicar a desigualdade de renda, Mankiw, Romer e Weil (1992) – também referidos pela sigla MRW – desenvolveram uma “versão ampliada” do modelo, com maior capacidade explicativa, e concluíram que moderadas mudanças no capital físico e humano⁴

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art6>

2. Técnico administrativo em educação no *campus* Governador Valadares da Universidade Federal de Juiz de Fora (GV/UFJF). *E-mail:* leonardo.alexandrino@ufjf.br.

3. Professor adjunto no Departamento de Economia do *campus* GV/UFJF. *E-mail:* vinicius.firme@ufjf.br.

4. O “capital humano” engloba as habilidades, conhecimentos e atitudes que favorecem a produtividade do trabalhador e podem ser adquiridas ou aprimoradas via experiência e educação (Silva, França e Pinho Neto, 2016).

causariam grandes variações no produto *per capita* (Romer, 1996, p. 128). Na realidade, a importância do capital humano já era destacada desde a década de 1960 (Schultz, 1961; 1962; Becker, 1964), e Krueger (1968) chegou a estimar que este fator, sozinho, explicaria mais da metade das disparidades regionais associadas à renda *per capita*.⁵

Embora bem-sucedida, a versão MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) desconsiderou os efeitos da interação espacial (autocorrelação e heterogeneidade espaciais). Gallo e Ertur (2003) afirmam que o comércio local e a difusão de conhecimento e tecnologia, entre regiões distintas, gerariam transbordamentos espaciais e, assim, dependência geográfica. Para os autores, estes efeitos espaciais ajudariam a explicar as desigualdades e deveriam ser considerados em análises que envolvessem o crescimento econômico.

Segundo Almeida (2012), as características de cada região (de cultura, preferências, relevo, clima, entre outras) poderiam fazer com que um mesmo estímulo causasse diferentes impactos, dependendo da localidade (problema de *heterogeneidade espacial*). Além disso, a conexão entre uma região e suas vizinhas poderia produzir transbordamentos e autocorrelações espaciais (problema de *dependência espacial*), atenuando ou potencializando o efeito de um choque exógeno qualquer. Em termos práticos, Kelejian e Piras (2017) ressaltam que ignorar estes efeitos poderia resultar em estimativas enviesadas e/ou ineficientes.

Portanto, esta pesquisa utilizou uma versão espacial do modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992),⁶ com algumas variáveis de controle adicionais, a fim de mensurar o efeito do investimento em capital humano (ou seja, educação) sobre a renda *per capita* dos municípios da região Sudeste do Brasil, entre 2000 e 2010. Apesar de haver estudos (com dados mais agregados) sobre este tema no país (Ferreira e Ellery Junior, 1996; Azzoni, 1997; Dias e Dias, 2007; Nakabashi e Figueiredo, 2008; Galeano e Mata, 2009; Cangussu, Salvato e Nakabashi, 2010; Oliveira e Paixão, 2015), poucos usaram uma escala municipal com controles espaciais (Silva e Resende, 2009; Vieira, 2009; Salgueiro, Nakabashi e Prince, 2011; Firme e Simão Filho, 2014; Dias e Porsse, 2016; Renzi *et al.*, 2019) e nenhum deles considerou as variáveis de controle sugeridas nesta pesquisa, que, conforme demonstram os resultados, poderiam interferir no verdadeiro impacto do capital humano. Além disso, não foram encontradas pesquisas semelhantes, que tivessem como foco os 1.668 municípios da região Sudeste.

5. Segundo Krueger (1968, p. 641, tradução nossa), "as diferenças no capital humano explicariam a maior parte das desigualdades associadas à renda *per capita* entre os Estados Unidos e alguns países pouco desenvolvidos".

6. Na literatura nacional, Ribeiro e Almeida (2012), Firme e Simão Filho (2014) e Freitas e Almeida (2015) também consideraram o modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) com controles espaciais.

A escala municipal utilizada, embora dificulte a obtenção de boas *proxies* (Firme e Simão Filho, 2014), permitiu a inclusão e análise de mais observações dentro de um mesmo espaço geográfico, favorecendo as propriedades assintóticas dos estimadores (Wooldridge, 2010) e o controle adequado da dependência espacial, que tende a aumentar quando as distâncias entre os indivíduos diminuem (Anselin, 2003). O período considerado e o recorte regional – focado no Sudeste – propiciaram a elaboração de uma base de dados sem *missings* municipais (ou seja, dados faltantes), o que é especialmente desejável em análises espaciais.⁷

Os resultados sugerem que a educação surte maior impacto em regiões mais desenvolvidas, com maior porte populacional e menor desigualdade. Verificou-se que um crescimento de 10% na educação faria a renda crescer entre 4,28% e 5,54% no Sudeste, com maiores impactos nos municípios de São Paulo e menores em Minas Gerais. Em um cenário ideal, a renda poderia aumentar até 32,3% apenas com investimentos em educação. Embora o impacto tenha se revelado positivo e significativo, após todos os controles efetuados nesta pesquisa, notou-se que a especificação de MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), por ignorar variáveis relevantes e a dependência espacial, poderia superestimar o efeito do capital humano. Portanto, acredita-se que o controle adequado dos fenômenos espaciais seja fundamental à obtenção de parâmetros mais confiáveis associados ao capital humano.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma: a segunda seção contém o referencial teórico do trabalho; na terceira, encontram-se a metodologia e a descrição da base de dados usada nas estimações; na quarta, incluem-se os resultados; e, por fim, apresentam-se as considerações finais.

2 O MODELO TEÓRICO

Na tentativa de aprimorar a capacidade explicativa dos modelos de crescimento econômico, Mankiw, Romer e Weil (1992) incluíram o estoque de capital humano (H) na versão proposta por Solow (1956). Formalmente:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

em que Y , K e L representam, respectivamente, a produção, o estoque de capital físico e a força de trabalho (α e β são coeficientes de sensibilidade). Logo, a renda *per capita* no estado estacionário seria:

$$\ln y_t = \ln \left[\frac{Y_t}{L_t} \right] = \ln A_0 + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h), \quad (2)$$

em que $n+g+\delta$ é o somatório do crescimento populacional, avanço tecnológico e depreciação do capital físico, enquanto A_0 , s_k e s_h correspondem à dotação inicial e às parcelas da renda investidas em capital físico e humano, respectivamente.

7. Pois os *missings* impedem a mensuração adequada das defasagens espaciais (Almeida, 2012).

Relaxando a hipótese de que a economia já está no estado estacionário, temos:

$$\ln y_t = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln y_0, \quad (3)$$

em que $y^* = Y/AL$, y_0 é a renda inicial e λ representa a taxa de convergência, ou seja: $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$. Substituindo y^* (na equação 2) e subtraindo y_0 em ambos os lados, obtém-se:

$$\ln \left(\frac{y_t}{y_0} \right) = (1 - e^{-\lambda t}) \left[-\ln(y_0) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) + \ln A_0 + gt \right]. \quad (4)$$

Operacionalmente, a equação (4) pode ser reescrita como:

$$\ln(y_t/y_0) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \varepsilon, \quad (5)$$

em que $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_4$ são coeficientes de sensibilidade e ε é um resíduo aleatório.

Mankiw, Romer e Weil (1992) concluíram que Solow havia acertado a capacidade explicativa de K e L (em torno de 50%) e os sinais dos impactos de s_k e n sobre Y . Contudo, a magnitude destes efeitos havia sido subestimada. Além disso, os autores notaram que o retorno do capital físico e humano tende a ser maior em países pobres.

Embora a relevância do capital humano, no crescimento econômico, seja reconhecida (Romer, 1996; Lucas Junior, 1998; Barro, 1991; Mankiw, Romer, e Weil, 1992), sua mensuração não é trivial e engloba aspectos de educação, treinamento, migração e saúde do trabalhador (Schultz, 1961; Becker, 1964; Nakabashi e Figueiredo, 2008). No Brasil, dada a escassez de *proxies* municipais, tem-se utilizado as matrículas escolares e/ou os anos de estudo, ponderados (ou não) por fatores qualitativos, como o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) ou as notas provenientes do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) e/ou do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), além de questões inerentes à saúde do trabalhador, como a expectativa de vida (Firme e Simão Filho, 2014).

Apesar de a inclusão do capital humano ter aumentado a capacidade explicativa do modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), os autores desconsideraram a importância do espaço. Nesse sentido, Ertur e Koch (2007) fazem uma contribuição importante, ao reconhecerem que a interdependência tecnológica entre regiões distintas pode gerar transbordamentos espaciais. Formalmente, os autores assumem que:

$$A_i(t) = \Omega(t) k_t^\phi(t) \prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma_{ij}}(t). \quad (6)$$

Portanto, a tecnologia, $A_i(t)$, dependeria: i) de um fator exógeno e idêntico entre as regiões, conforme proposto por Solow (1956), $\Omega(t)$; ii) do crescimento de $k = K/L$ em cada região, $k_t^\phi(t)$, onde $0 \leq \phi < 1$ reflete a magnitude deste efeito;

e iii) dos transbordamentos espaciais da tecnologia, $\prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t)$.⁸ Deste modo, partindo-se da função de produção $y = A + \alpha k$, é possível incluir os transbordamentos espaciais oriundos da tecnologia:

$$y = \Omega + (\alpha + \varphi)k - \alpha \gamma Wk + \gamma W y. \quad (7)$$

Como resultado, Ertur e Koch (2007) afirmam que a produção de uma região i qualquer crescerá com o aumento da poupança e da renda de seus j vizinhos e diminuirá com o crescimento populacional da vizinhança. Portanto, assumindo a existência destes transbordamentos espaciais, e admitindo-se que a parcela não consumida da renda é investida em capital físico (s_k) ou humano (s_h), conforme MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), tem-se:

$$\begin{aligned} \ln(y_t/y_0) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \\ & \beta_5 W \ln(s_k) + \beta_6 W \ln(n + g + \delta) + \beta_7 W \ln(s_h) + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

em que W é uma matriz de pesos espaciais, que capta o efeito associado à vizinhança de uma região i qualquer.⁹

Note-se que a equação (1) trata o progresso técnico (A) como se este afetasse apenas a produtividade do trabalho (*Harrod-neutral*). Porém, Tavares, Barreto e Castelar (2001) destacam que A tem um caráter mais amplo e pode estar associada a fatores como abertura econômica (Harrison, 1996), educação (Miller e Upadhyay, 2000), desigualdade (Guha-Khasnabis e Bari, 2000), investimentos públicos em infraestrutura (Vallejos e Valdivia, 2000), fatores climáticos (Masters e McMillan, 2001) e ao próprio capital humano. Portanto, visando evitar que tais fatores causem vies nos resultados, buscou-se incluí-los nas estimações, respeitando-se as limitações da desagregação municipal utilizada.

Ademais, como Ertur e Koch (2007) consideraram apenas os transbordamentos espaciais (ou seja, externalidades oriundas das variáveis explicativas), ignorando a heterogeneidade e autocorrelação espaciais, enfatizadas por Gallo e Ertur (2003), conforme mencionamos na introdução deste artigo, buscou-se controlar tais efeitos usando-se algumas das técnicas de econometria espacial, apresentadas por Almeida (2012) e Kelejian e Piras (2017), expostas na próxima seção.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A equação (8) contém as variáveis sugeridas por MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) e os transbordamentos propostos por Ertur e Koch (2007). Todavia, a

8. Para Ertur e Koch (2007), o impacto do transbordamento da tecnologia depende da sua magnitude inicial (parâmetro $0 < \gamma < 1$) e da conectividade entre as regiões (medida pelo termo exógeno w_{ij} , para $j = 1, \dots, N$ e $j \neq i$). Quanto maior a proximidade entre i e seus j vizinhos, maior será o impacto.

9. Para mais detalhes, consultar o capítulo 3 de Almeida (2012).

expressão ignora alguns fatores associados à produtividade (rever seção anterior) e à heterogeneidade e autocorrelação espaciais.

Visando contornar estes problemas, assumiu-se que: i) o capital humano depende de condições de ensino (sh_e) e saúde (sh_s); ii) a desigualdade de renda ($GINI$) e o grau de exportação municipal (EXP) poderiam afetar a produtividade; e iii) características municipais, como temperatura ($TEMP$), precipitação ($PREC$), localização ($dummies$ de estado), porte populacional ($dummies$ de porte), grau de formalização do trabalhador (FOR) e o percentual da população tipicamente urbana ($PURB$), poderiam explicar a heterogeneidade espacial. Quanto à autocorrelação espacial, a própria variável dependente defasada espacialmente, $Wln(y_t/y_{t-1})$, foi incluída no modelo estimado (equação 9):¹⁰

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(n + g + \delta) + \beta_3 \ln(sk) + \beta_4 \ln(sh_e) + \beta_5 \ln(sh_s) + \beta_6 \ln(GINI) + \beta_7 \ln(FOR) + \beta_8 \ln(PURB) + \beta_9 \ln(EXP) + \beta_{10} \ln(PREC) + \beta_{11} \ln(TEMP) + \beta_{12} DES + \beta_{13} DSP + \beta_{14} DRJ + \beta_{15} D50 + \beta_{16} D100 + \beta_{17} D500 + \beta_{18} D1000 + \beta_{19} DM\hat{A}X + \beta_{20} Wln(y_{t-1}) + \beta_{21} W \ln(n + g + \delta) + \beta_{22} Wln(sk) + \beta_{23} Wln(sh_e) + \beta_{24} Wln(sh_s) + \beta_{25} Wln(GINI) + \beta_{26} Wln(FOR) + \beta_{27} Wln(PURB) + \beta_{28} Wln(EXP) + \beta_{29} Wln(PREC) + \beta_{30} Wln(TEMP) + \rho Wln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) + \xi \quad (9)$$

sendo $\xi = \lambda W\xi + \varepsilon$, em que $\varepsilon \sim (0, \sigma^2 I)$.

Os coeficientes β_0, \dots, β_5 referem-se ao modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), $\beta_6, \dots, \beta_{11}$ são variáveis explicativas adicionadas ao modelo original, $\beta_{12}, \dots, \beta_{19}$ são $dummies$ de estado e de porte municipais, $\beta_{20}, \dots, \beta_{30}$ são os transbordamentos das variáveis explicativas (exceto $dummies$ e constante) e ρ mede a autocorrelação espacial, associada à variável dependente. Como parte da dependência espacial pode recair sobre os resíduos ($W\xi$), deve-se expurgar este efeito (medido via λ), a fim de se garantir que o termo de erro é bem-comportado (ε). A partir da equação (9), é possível estabelecer os seguintes modelos espaciais:

- a) *a-espacial* ($\beta_0, \dots, \beta_{19}$);
- b) *Spatial lag of X – SLX* ($\beta_0, \dots, \beta_{30}$);
- c) *Spatial autoregressive – SAR* ($\beta_0, \dots, \beta_{19}$ e ρ);
- d) *Spatial error model – SEM* ($\beta_0, \dots, \beta_{19}$ e λ);
- e) *Spatial autoregressive confused – SAC* ($\beta_0, \dots, \beta_{19}$, ρ e λ);
- f) *Spatial Durbin model – SDM* ($\beta_0, \dots, \beta_{30}$ e ρ);
- g) *Spatial Durbin error model – SDEM* ($\beta_0, \dots, \beta_{30}$ e λ); e
- h) *General spatial model – GSM* ($\beta_0, \dots, \beta_{30}$, ρ e λ).

10. As variáveis (exceto $dummies$) foram tomadas em logaritmo (\ln), para que os coeficientes estimados (β) refletissem as elasticidades entre as variáveis explicativas (x) e a dependente (y). Portanto: $\Delta\%y = \beta\Delta\%x$ (Wooldridge, 2010, p. 44).

O modelo SLX considera o transbordamento das variáveis explicativas (WX), enquanto o SAR e o SEM controlam a autocorrelação espacial (Wy) e a dependência espacial nos resíduos ($W\xi$), respectivamente. Os demais modelos são apenas combinações destes três primeiros. Segundo Almeida (2012), ignorar WX , Wy e $W\xi$ poderia gerar estimativas enviesadas e/ou ineficientes.

Os modelos (a) e (b) podem ser estimados por MQO. Porém, no SAR (c) e SDM (f), a endogeneidade gerada por Wy deve ser corrigida via mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E).¹¹ Nos modelos SEM (d) e SDEM (g), utilizou-se o método generalizado dos momentos espacial (MGME), de Kelejian e Prucha (1999), para controlar a dependência espacial dos resíduos. No SAC (e) e no GSM (h), usou-se MQ2E espacial generalizado, proposto por Kelejian e Prucha (1997). Tanto o MQ2E quanto o MGME prescindem da hipótese de normalidade dos resíduos (Almeida, 2012; Kelejian e Piras, 2017).

A fim de assegurar a validade das estatísticas t e F, usou-se o procedimento HAC (*heteroskedastic autocorrelation consistent*) nas estimações por MQO e MQ2E, e a técnica KP-HET no MGME e no MQ2EE (Kelejian e Prucha, 2007; 2010). Ambos controlam a heterocedasticidade e a autocorrelação espacial residual e estão disponíveis no *software* GeoDaSpace.

Basicamente, buscou-se verificar se as *dummies* e demais variáveis de controle melhoraram a especificação original de MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992)¹² e afetaram o impacto da educação (sh_e) sobre o crescimento. Feito isto, mensurou-se a influência dos transbordamentos espaciais (WX)¹³ sobre os resultados. A cada regressão, testou-se a hipótese de $\rho \neq 0$ e/ou $\lambda \neq 0$ via multiplicador de Lagrange robusto (MLR). A dependência espacial nos resíduos (ACE) também foi verificada via I de Moran (Almeida, 2012):¹⁴

$$I_i = (n/S_0)(\xi'W\xi/\xi'\xi) \quad \text{com:} \quad t = 1, \dots, n \quad \text{e} \quad -1 \leq I_i \leq 1, \quad (10)$$

em que ξ é o resíduo normalizado de uma regressão qualquer,¹⁵ n é o número de observações, W é a matriz de pesos espaciais e S_0 é um escalar igual à soma dos elementos de W . Deste modo, valores de I_i próximos de 1 e -1 indicam ACE positiva (regiões ricas tendem a ter vizinhos ricos e vice-versa; prevalece o perfil alto-alto

11. Os instrumentos recomendados para Wy incluem as variáveis explicativas com uma ou duas defasagens espaciais, WX e W^2X , respectivamente (Almeida, 2012; Kelejian e Piras, 2017).

12. Para tanto, foram considerados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC).

13. Entre as matrizes espaciais (W) consideradas nas defasagens das variáveis explicativas (isto é, rainha, torre e $K = 1, 3, 5, 10, 15$ vizinhos mais próximos), optou-se pela que gerou os menores critérios de AIC e SC, conforme sugerido por Stakhovych e Bijmolt (2009).

14. Embora a dependência espacial dos resíduos seja comumente avaliada via I de Moran (Rey e Montouri, 1999; Vieira, 2009; Firme e Simão Filho, 2014; Freitas e Almeida, 2015; Dias e Porsse, 2016; Renzi *et al.*, 2019), tal procedimento depende da matriz espacial especificada. Visando contornar esta limitação, diferentes matrizes foram consideradas a cada teste. Além disso, a aferição da dependência residual também contou com os multiplicadores de Lagrange e o teste de Anselin e Kelejian (1997), nas estimativas por MQO e MQ2E, respectivamente.

15. Se não houver dependência espacial nos resíduos $\xi = \varepsilon$ (ver equação 9).

e baixo-baixo, AA-BB) e negativa (regiões ricas tendem a ter vizinhos pobres e vice-versa; prevalece o perfil alto-baixo e baixo-alto, AB-BA), respectivamente.

Caso a equação (9) não seja capaz de controlar a *dependência espacial* dos resíduos, sugere-se que a amostra seja subdividida em *regimes espaciais* (mais homogêneos), a fim de se controlar a *heterogeneidade espacial*. Segundo Almeida (2012), estes dois fenômenos espaciais são retroalimentadores e precisam ser controlados conjuntamente. Uma vez definido o regime, é possível aferir a estabilidade dos coeficientes locais e globais, usando o teste de Chow espacial (Anselin, 1990), que compara a soma dos quadrados dos resíduos da regressão com (modelo local irrestrito – IR) e sem regimes espaciais (modelo global restrito – R). Formalmente:

$$Chow = \{[(\varepsilon'_R \varepsilon_R - \varepsilon'_{IR} \varepsilon_{IR})/k][1/(n - 2k)]\} \sim F_{k, n-2k}, \quad (11)$$

em que a hipótese nula (H_0) atesta a estabilidade estrutural dos β coeficientes em ambas as regressões, R e IR. Portanto, rejeitar H_0 implicaria parâmetros significativamente distintos para cada região contida no *regime espacial* considerado.

3.1 Base de dados

Esta pesquisa avaliou o impacto do capital humano (educação) sobre a renda *per capita* dos municípios da região Sudeste do Brasil, entre 2000 e 2010. Para tanto, diversas *proxies* foram testadas (e algumas descartadas),¹⁶ a fim de se definir adequadamente a equação (9). As variáveis selecionadas são apresentadas a seguir.

- 1) $\ln(y_t/y_{t-1})$: variação da renda familiar *per capita* (y),¹⁷ em R\$ constantes de 2010, nos períodos $t = 2010$ e $(t - 1) = 2000$, disponível no *Atlas do desenvolvimento humano* do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD (2015).
- 2) $\ln(n + g + \delta)$: somatório do crescimento populacional (n), tecnológico (g) e depreciação (δ) entre 2000 e 2010. Conforme MRW, assumiu-se que $g + \delta$ é 0,05. Os autores afirmam que “até mesmo alterações moderadas neste pressuposto afetariam pouco as estimativas” (Mankiw, Romer, e Weil, 1992, p. 413, tradução nossa). O termo n foi calculado com base na população municipal, disponível na PNUD (2015).
- 3) $\ln(sk)$: para o investimento em capital físico, utilizou-se o percentual de despesa pública em capital em relação à despesa total de cada município (média entre 2000-2010).^{18,19}

16. As *proxies* descartadas (não significativas a 10%) estão descritas no quadro A.1 (apêndice A).

17. Razão entre a soma da renda mensal dos residentes (de um domicílio) e o total de residentes.

18. Dado o período e a escala municipal, não foi possível incluir os gastos privados em bens de capital, como em Kroth e Dias (2012). A escassez e a falta de qualidade das *proxies* municipais para o capital físico (sk) e humano (sh), no Brasil, é discutida por Firme e Simão Filho (2014, p. 687-689).

19. Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 maio 2019.

- 4) $\ln(sh_e)$: o aspecto educacional, associado ao capital humano, considerou a média do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal: Dimensão Educação (IDHM Educação) entre 2000 e 2010, da PNUD (2015).
- 5) $\ln(sh_s)$: para o fator saúde, associado ao capital humano, usou-se o IDHM Longevidade (média 2000-2010), disponível na PNUD (2015).
- 6) $\ln(GINI)$: o índice de Gini (média 2000-2010) foi utilizado para avaliar a desigualdade de renda (PNUD, 2015).
- 7) $\ln(FOR)$: refere-se ao percentual de pessoas, com 18 anos ou mais, formalmente ocupadas no mercado de trabalho (média 2000-2010), da PNUD (2015).
- 8) $\ln(PURB)$: parcela da população urbana em relação à total (média 2000-2010), calculada com base nas populações municipais computadas pela PNUD (2015).
- 9) $\ln(EXP)$: participação municipal nas exportações da região Sudeste (US\$, *free on board* – FOB): média 2000-2010.²⁰
- 10) $\ln(PREC)$: nível médio de precipitação pluviométrica (em milímetros/mês), atualizado em dezembro de 2011 pela Climate Research Unit/University of East Anglia (CRU/UEA).²¹
- 11) $\ln(TEMP)$: temperatura média (em graus centígrados), atualizada em dezembro de 2011 pela CRU/UEA.²²

Além das variáveis supracitadas, foram criadas *dummies* (binárias) para: i) os estados do Espírito Santo (*DES*), Minas Gerais (*DMG*), Rio de Janeiro (*DRJ*) e São Paulo (*DSP*); e ii) representar o porte populacional de cada município (*D5*, *D50*, *D100*, *D500*, *D1000* e *DMÁX*). Assim, *D5* refere-se aos municípios com menos de 5 mil habitantes, *D50* são aqueles com população entre 5 mil e 50 mil habitantes e assim por diante.²³ A tabela 1 traz as principais estatísticas descritivas dos dados usados nesta pesquisa.

20. Secretaria de Comércio Exterior (SCE). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em 30 de maio de 2019.

21. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 maio 2019.

22. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 maio 2019.

23. Visando evitar a perfeita colinearidade, *DMG* e *D5* foram tratadas como referência (excluídas). Além disso, as médias e as diferenças das variáveis sh_e , sh_s , *GINI*, *FOR* e *EXP*, entre 2000 e 2010, foram consideradas. Contudo, as médias anuais mostraram-se mais adequadas, conforme os critérios AIC e SC.

TABELA 1
Análise descritiva das variáveis¹

Variável	Descrição	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
y_{2000}	Renda familiar <i>per capita</i> de 2000 (R\$ de 2010)	R\$ 438,64	R\$ 189,13	R\$ 85,69	R\$ 1.759,76
y_{2010}	Renda familiar <i>per capita</i> de 2010 (R\$ de 2010)	R\$ 590,62	R\$ 214,91	R\$ 181,77	R\$ 2.043,74
Δy	Variação da renda <i>per capita</i>	41,02%	26,71%	-14,39%	217,59%
sk	Gasto em capital fixo/gasto total	15,24%	6,37%	0,00%	58,41%
n	Variação populacional	8,67%	14,28%	-23,80%	190,17%
sh_e	IDH Educação (média 2000-2010)	0,52	0,09	0,26	0,78
sh_s	IDH Longevidade (média 2000-2010)	0,80	0,03	0,68	0,88
<i>GINI</i>	Índice de Gini (média 2000-2010)	0,50	0,05	0,35	0,71
<i>EXP</i>	Participação na exportação do Sudeste (média 2000-2010)	0,06%	0,38%	0,00%	8,28%
<i>FOR</i>	Formalização do trabalho (média 2000-2010)	51,03%	15,69%	9,70%	83,80%
<i>PURB</i>	População urbana/total	72,62%	19,80%	15,49%	100,00%
<i>PREC</i>	Precipitação – referência dez. 2011 (mm/mês)	105,19	36,29	0,00	282,43
<i>TEMP</i>	Temperatura – referência dez. 2011 (graus Celsius)	19,57	6,10	0,00	25,08
<i>Dummies de região (estados do Sudeste)</i>					
<i>DMG</i>	<i>Dummy</i> Minas Gerais (<i>MG</i> = 1; <i>Outros</i> = 0)	51,1%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>DES</i>	<i>Dummy</i> Espírito Santo (<i>ES</i> = 1; <i>Outros</i> = 0)	4,7%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>DRJ</i>	<i>Dummy</i> Rio de Janeiro (<i>RJ</i> = 1; <i>Outros</i> = 0)	5,5%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>DSP</i>	<i>Dummy</i> São Paulo (<i>SP</i> = 1; <i>Outros</i> = 0)	38,7%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>Dummies de porte populacional</i>					
<i>D5</i>	População < 5 mil habitantes	23,9%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>D50</i>	5 mil ≤ População < 50 mil	61,9%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>D100</i>	50 mil ≤ População < 100 mil	5,9%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>D500</i>	100 mil ≤ População < 500 mil	7,3%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>D1000</i>	500 mil ≤ População < 1.000 mil	0,7%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>DMáx</i>	População > 1.000 mil	0,3%	Não se aplica	0,000	1.000

Fonte: *Software* Stata 11.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Número de observações: 1.668.

Obs.: Não houve gasto declarado em capital fixo (*sk*) e registro de precipitação/temperatura em 92 e 135 municípios, respectivamente (nestes casos, assumiu-se o valor zero).

4 RESULTADOS

Os resultados da tabela 2 revelam que o crescimento da renda *per capita*, entre 2000 e 2010, foi maior em Minas Gerais (referência), Espírito Santo, São Paulo e Rio de Janeiro, respectivamente (modelo A), e manteve-se elevado nos municípios com menos de 5 mil habitantes (referência), diminuindo, ordenadamente, com o aumento da população (modelo B).

TABELA 2
Impacto de variáveis socioeconômicas e geográficas sobre o crescimento econômico dos municípios do Sudeste brasileiro¹

	A	B	C	D	E
Constante	0,369**	0,402***	0,833***	0,529***	0,404***
y_{t-1}			-0,512***	-0,546***	-0,563***
$n + g + \delta$			0,124***	0,134***	0,125***
sk			0,012**	0,013***	0,012**
sh_e			1,412***	1,230***	1,179***
sh_s			3,241***	3,393***	3,852***
<i>GINI</i>				0,413***	0,382***
<i>FOR</i>				0,413***	0,070***
<i>PURB</i>				0,067**	0,061**
<i>EXP</i>				4,761***	2,934***
<i>PREC</i>				0,000**	0,000**
<i>TEMP</i>				0,003***	0,004***
<i>DES</i>	-0,047**				0,029*
<i>DSP</i>	-0,087***				0,002
<i>DRJ</i>	-0,120***				0,052***
<i>D50</i>		-0,0862***			-0,013
<i>D100</i>		-0,149***			-0,001
<i>D500</i>		-0,156***			0,025*
<i>D1000</i>		-0,160***			0,068*
<i>DMÁX</i>		-0,190**			0,133**
Testes de normalidade (a) e homocedasticidade dos resíduos (b, c)					
a. Jarque-Bera	46,94***	54,58***	438,46***	332,10***	393,34***
b. Koenker-Bassett	41,49***	47,97***	39,47***	124,69***	149,49***
c. Breusch-Pagan	55,28***	66,52***	83,64***	245,82***	307,87***
Autocorrelação espacial (ACE) dos resíduos (teste: I de Moran com diferentes matrizes espaciais)					
Rainha	0,208***	0,227***	0,116***	0,116***	0,108***
Torre	0,209***	0,227***	0,119***	0,120***	0,112***
K1	0,254***	0,257***	0,125***	0,128***	0,118***
K3	0,232***	0,246***	0,123***	0,126***	0,118***
K5	0,224***	0,242***	0,116***	0,116***	0,109***
K10	0,214***	0,235***	0,100***	0,096***	0,090***
Média	0,224	0,239	0,117	0,117	0,109
Multiplicador de Lagrange robusto – defasagem (ρ) e erro (λ) espacial					
Tipo de ACE ²	ρ^{**}		ρ^{***}		ρ^{**}
	λ		λ		λ^{**}
AIC	-1.071,24		-1.083,35		-2.288,67
SC	-1.049,57		-1.050,84		-2.256,16
R2 ajustado	0,060		0,068		0,548

Fonte: Resultados do *software* GeoDa.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Modelos sem controles espaciais.

² Multiplicador de Lagrange robusto baseado na matriz com maior I de Moran.

Obs.: 1. *p*-valor: * < 0,10; ** < 0,05; *** < 0,01.

2. ρ e λ significativos indicam ACE na variável dependente (Wy) e no termo de erro (Wu), respectivamente.

O critério AIC sugere que a inclusão das variáveis adicionais de controle (modelo D) e das *dummies* de estado e porte populacional (modelo E) melhorou a especificação inicial (modelo C), baseada em MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), e reduziu o impacto da educação (sh_e) sobre o crescimento. Ainda assim, sh_e manteve-se positiva e significativa (tabela 2).

A hipótese de homocedasticidade e normalidade dos resíduos foi rejeitada em todos os casos.²⁴ Embora a inclusão de *dummies* e variáveis adicionais de controle (modelo E) tenha reduzido o I de Moran dos resíduos (calculado com diferentes matrizes espaciais), em relação aos demais modelos da tabela 2, a dependência espacial permaneceu significativa. Além disso, os multiplicadores de Lagrange dos modelos C, D e E sugerem que há dependência espacial na variável dependente ($\rho \neq 0$) e no termo de erro ($\lambda \neq 0$). Portanto, novos controles espaciais serão necessários (equação 9).

Inicialmente, buscou-se verificar se os transbordamentos espaciais (modelo SLX), oriundos das variáveis explicativas (WX), estariam causando os problemas encontrados nas estimações da tabela 2. Os critérios AIC e SC, provenientes das estimações da tabela 3, indicam que a inclusão destes transbordamentos foi benéfica, independentemente da matriz espacial (W) considerada.

Na realidade, até mesmo o modelo menos adequado da tabela 3 (C) seria superior ao mais indicado da tabela 2 (E). Os critérios AIC e SC ainda indicam que o modelo G, defasado com a matriz $K = 10$ vizinhos mais próximos e com a exclusão de algumas variáveis não significativas, é o mais adequado (tabela 3).

Conforme ressaltam Lesage e Pace (2014) e Golgher e Voss (2016), o impacto de uma variável x qualquer, no modelo SLX, é o somatório do efeito inicial ($\beta_1 x$) mais o transbordamento ($\beta_2 Wx$). Logo, o efeito associado à sh_e seria $1,563 - 0,896 = 0,667$ (modelo G – tabela 3). Este resultado sugere que desconsiderar os transbordamentos espaciais (como ocorre na tabela 2) aumentaria, de forma equivocada, o impacto da educação sobre o crescimento econômico.

Apesar da superioridade dos modelos da tabela 3, eles permanecem rejeitando as hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos. Ademais, o I de Moran sugere que os erros ainda apresentam autocorrelação espacial (porém em menor intensidade que os da tabela 2). Os multiplicadores de Lagrange também indicam haver dependência espacial no termo de erro ($\lambda \neq 0$) das regressões A, B, E, F e G e na variável dependente ($\rho \neq 0$) dos modelos D e F. Portanto, o modelo G foi reestimado (tabela 4) assumindo a possibilidade de $\rho \neq 0$ (SDM), $\lambda \neq 0$ (SDEM) e $\rho \neq 0$ e $\lambda \neq 0$ (GSM).

24. O teste de Jarque-Bera adota a hipótese nula (H_0) de que o resíduo possui distribuição normal, enquanto os testes de Breusch-Pagan e Koenker-Bassett têm a homocedasticidade como H_0 (Almeida, 2012).

TABELA 3
Modelos com transbordamentos espaciais: *Spatial lag of X (SLX)*

Matriz espacial	(A) Rainha	(B) Torre	(C) K1	(D) K3	(E) K5	(F) K10	(G) K10*
Constante	1,205***	1,197***	0,154	0,220	0,386	0,245	0,760***
y_{t-1}	-0,711***	-0,709***	-0,644***	-0,709***	-0,725***	-0,725***	-0,723***
$n + g + \delta$	0,105***	0,107***	0,108***	0,107***	0,121***	0,117***	0,131***
sk	0,007	0,007	0,010*	0,007	0,005	0,004	0,004
sh_e	1,539***	1,544***	1,369***	1,551***	1,584***	1,552***	1,563***
sh_s	3,190***	3,177***	3,203***	2,924***	2,961***	2,982***	2,896***
<i>GINI</i>	1,389***	1,374***	0,981***	1,392***	1,476***	1,463***	1,458***
<i>FOR</i>	0,065***	0,064***	0,054***	0,053***	0,056***	0,061***	0,058***
<i>PURB</i>	0,051*	0,050*	0,054**	0,051*	0,051*	0,051**	0,060**
<i>EXP</i>	3,627***	3,604***	3,270***	3,438***	3,640***	3,642***	3,667***
<i>PREC</i>	-0,001**	-0,001**	-0,001**	-0,000	-0,000	-0,000	-0,001***
<i>TEMP</i>	0,006***	0,005***	0,005***	0,003**	0,003**	0,004**	0,004***
<i>DES</i>	0,013	0,013	0,023	0,010	0,001	0,006	-
<i>DRJ</i>	0,019	0,019	0,049	0,043***	0,030*	0,041**	-
<i>DSP</i>	-0,028***	-0,028***	-0,009	-0,019*	-0,030***	-0,023**	-0,036***
<i>D50</i>	-0,007	-0,007	-0,010	-0,008	-0,005	-0,002	-
<i>D100</i>	0,010	0,008	0,005	0,014	0,016	0,021	0,025**
<i>D500</i>	0,039**	0,037**	0,033	0,038**	0,043***	0,051***	0,057***
<i>D1000</i>	0,070*	0,067*	0,071	0,070*	0,078**	0,087**	0,095***
<i>DMÁX</i>	0,121**	0,118**	0,135	0,125**	0,132**	0,141**	0,147**
$W_{y_{t-1}}$	0,289***	0,290***	0,211***	0,266***	0,290***	0,245***	0,286***
$W_{n + g + \delta}$	0,122*	0,115	0,080	0,072	0,023	0,084	-
W_{sk}	0,013	0,013	0,015	0,018*	0,013	0,035**	0,045***
W_{sh_e}	-0,753***	-0,762***	-0,682***	-0,788***	-0,776***	-0,947***	-0,896***
W_{sh_s}	-0,852**	-0,848**	2,203***	1,653***	0,915	1,416*	-
W_{GINI}	-2,630***	-2,604***	-1,690***	-2,071***	-2,112***	-2,198***	-2,215***
W_{FOR}	-0,010	-0,008	0,019	-0,0037	-0,003	-0,011	-
W_{PURB}	0,172**	0,169**	0,057	0,1314*	0,111*	0,130	-
W_{EXP}	-0,087	0,038	-0,947	2,3958	1,903	2,97	-
W_{PREC}	0,001	0,001	0,000	-0,0005	-0,000	-0,000	-
W_{TEMP}	0,001	0,001	-0,001	0,0039*	0,005**	0,005**	0,003**
Testes de normalidade (a) e homocedasticidade dos resíduos (b, c)							
a. Jarque-Bera	281,12***	284,74***	349,66***	263,41***	296,22***	301,20***	284,95***
b. Koenker-Bassett	174,12***	174,29***	147,79***	170,65***	159,91***	167,90***	136,89***
c. Breusch-Pagan	328,25	329,43***	295,98***	316,11	304,298***	321,65***	258,58***

(Continua)

(Continuação)

Matriz espacial	(A) Rainha	(B) Torre	(C) K1	(D) K3	(E) K5	(F) K10	(G) K10*
Autocorrelação espacial (ACE) dos resíduos (teste: I de Moran com diferentes matrizes espaciais)							
Rainha	0,106***	0,107***	0,113***	0,113***	0,114***	0,104***	0,106***
Torre	0,110***	0,111***	0,117***	0,117***	0,118***	0,107***	0,109***
K1	0,117***	0,118***	0,165***	0,120***	0,125***	0,118***	0,121***
K3	0,132***	0,132***	0,133***	0,138***	0,136***	0,126***	0,130***
K5	0,107***	0,107***	0,112***	0,110***	0,110***	0,103***	0,106***
K10	0,075***	0,075***	0,083***	0,078***	0,078***	0,071***	0,074***
Média	0,108	0,108	0,121	0,113	0,114	0,105	0,108
Multiplicador de Lagrange robusto – defasagem (ρ) e erro (λ) espacial							
Tipo de ACE ¹	ρ	ρ	ρ	ρ^*	ρ	ρ^*	ρ
	λ^{***}	λ^{***}	λ	λ	λ^{***}	λ^{***}	λ^{***}
Testes de qualidade dos modelos							
AIC	-2.568,22	-2.565,56	-2.494,01	-2.568,65	-2.579,94	-2.584,42	-2.592,66
SC	-2.400,26	-2.397,59	-2.326,04	-2.400,68	-2.411,98	-2.416,46	-2.473,46
R2 Ajustado	0,623	0,623	0,606	0,624	0,626	0,627	0,627

Fonte: Resultados do *software* GeoDa.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ É o multiplicador de Lagrange robusto da matriz com o maior I de Moran.Obs.: 1. p -valor: * <0,10; ** <0,05; *** <0,01.2. ρ e λ significativos indicam ACE na variável dependente (W_y) e no erro (W_{ui}), respectivamente.

3. A regressão com a matriz K15 piorou os critérios AIC (-2.580,6) e SC (-2.412,6) em relação à K10.

O modelo C (tabela 4) indica haver dependência espacial significativa apenas na variável dependente ($\rho = 0,275$)²⁵ e não no termo de erro ($\lambda = -0,042$). Logo, é possível considerar o modelo A (SDM) sem maiores problemas. Segundo Lesage e Pace (2014) e Golgher e Voss (2016), o impacto total de uma variável qualquer, no SDM e GSM, é o somatório do impacto direto (efeito inicial + transbordamento) e indireto (oriundo do efeito multiplicador causado por $\rho \neq 0$).

Portanto, embora o impacto inicial de sh_e tenha aumentado de 1,563 (tabela 3, G) para 1,613 (tabela 4, A e C), o transbordamento desta variável (W_{sh_e}) se tornou ainda mais intenso (tabela 3, G: -0,896; tabela 4, A: -1,291 e C: -1,303), reduzindo seu impacto direto para algo em torno de 0,322 (tabela 4, A) e 0,310 (tabela 4, C). Com base no impacto direto e no valor estimado de ρ , é possível mostrar que o efeito indireto gerado por sh_e estará entre 1,17 (tabela 4, A) e 1,18 (tabela 4, C), e o efeito total será de 0,439 a 0,428 (tabela 4 C).²⁶

Assumindo que o efeito total da educação sobre o crescimento é a média dos efeitos dos modelos A e C da tabela 4 (0,433), é possível concluir que os impactos associados à

25. Desconsiderar este efeito resultaria em estimativas enviesadas. Ver seção *Metodologia*.26. O efeito indireto (EI) depende do ρ e do efeito direto (ED). Logo: $EI = \{[1/(1 - \rho) * ED] - ED\}$. O efeito total (ET) é: $ET = ED + EI$.

versão MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) – tabela 2, C: 1,412 –, à versão ampliada com *dummies* e variáveis adicionais de controle (tabela 2, E: 1,179) e ao modelo com transbordamentos espaciais (tabela 3, G: 0,667), ao ignorarem fatores relevantes, acabam superestimando o efeito desta variável. Ainda assim, o impacto da educação permaneceu positivo e significativo em todos os casos supracitados.

Viés semelhante também foi verificado por Firme (2020), porém em menor escala. Segundo esse autor, “o impacto da alfabetização sobre o crescimento brasileiro ficaria superestimado (em 22,02%) se a dependência espacial fosse ignorada” (Firme, 2020, p. 604). Logo, ainda que a direção pareça correta (isto é, ignorar a dependência espacial poderia inflar as estimativas associadas à educação), sugere-se cautela ao se inferir sobre a magnitude deste efeito.

O efeito oriundo do controle da dependência espacial sobre o impacto da educação é análogo ao verificado na tabela 2 (ver modelos C, D e E), após a inclusão das variáveis adicionais de controle. Em ambos os casos, o efeito da variável omitida ficaria embutido na variável considerada, enviesando o coeficiente desta última. Como o controle da dependência espacial reduziu o impacto (positivo) de sh_e , acredita-se que parte deste “efeito positivo”, atribuído à educação, se deva à dependência espacial. Deste modo, a interação de indivíduos no espaço, ignorada por MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), seria benéfica ao crescimento econômico e deveria ser considerada nas estimativas.

TABELA 4
Controle da dependência espacial na variável dependente (ρ) e no termo de erro (λ)¹

	Sem controle de <i>outliers</i> nos resíduos			Com controle de <i>outliers</i> nos resíduos		
	(A) SDM ($W\gamma$)	(B) SDEM (Wu)	(C) GSM ($W\gamma$ e Wu)	(D) SDM ($W\gamma$)	(E) SDEM (Wu)	(F) GSM ($W\gamma$ e Wu)
Constante	0,276	0,765***	0,262	0,494**	0,852***	0,564**
y_{t-1}	-0,725***	-0,723***	-0,725***	-0,725***	-0,726***	-0,726***
$n + g + \delta$	0,119***	0,122***	0,119***	0,124***	0,121***	0,121***
sk	0,005	0,005	0,005	0,001	0,002	0,001
sh_e	1,613***	1,588***	1,613***	1,655***	1,626***	1,650***
sh_s	2,749***	2,840***	2,740***	2,625***	2,636***	2,624***
<i>GINI</i>	1,511***	1,458***	1,511***	1,264***	1,252***	1,256***
<i>FOR</i>	0,052***	0,059***	0,051***	0,057***	0,068***	0,060***
<i>PURB</i>	0,052*	0,055*	0,052*	0,065**	0,072**	0,065**
<i>EXP</i>	3,688***	3,565***	3,694***	2,145***	1,923***	2,027***
<i>PREC</i>	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
<i>TEMP</i>	0,004***	0,004***	0,004***	0,005***	0,005***	0,005***
<i>DSP</i>	-0,028***	-0,039***	-0,027***	-0,030***	-0,040***	-0,033***

(Continua)

(Continuação)

	Sem controle de <i>outliers</i> nos resíduos			Com controle de <i>outliers</i> nos resíduos		
	(A) SDM ($W\gamma$)	(B) SDEM (Wu)	(C) GSM ($W\gamma$ e Wu)	(D) SDM ($W\gamma$)	(E) SDEM (Wu)	(F) GSM ($W\gamma$ e Wu)
<i>D</i> 100	0,026**	0,029***	0,025**	0,027***	0,031***	0,029***
<i>D</i> 500	0,053***	0,055***	0,053***	0,050***	0,053***	0,052***
<i>D</i> 1000	0,090***	0,099***	0,089***	0,118***	0,134***	0,127***
<i>DM</i> ÁX	0,138**	0,145*	0,138*	0,210***	0,225***	0,219***
<i>W</i> _{-<i>y</i>_{t-1}}	0,407***	0,295***	0,410***	0,375***	0,292***	0,361***
<i>W</i> _{-<i>sk</i>}	0,036***	0,040***	0,036***	0,047***	0,049***	0,046***
<i>W</i> _{-<i>sh</i>_e}	-1,291***	-0,905***	-1,303***	-1,247***	-0,930***	-1,183***
<i>W</i> _{-<i>GINI</i>}	-2,119***	-2,203***	-2,114***	-1,971***	-2,014***	-1,974***
<i>W</i> _{-<i>TEMP</i>}	0,002	0,002	0,002	0,002*	0,003*	0,002
ρ	0,266***	-	0,275***	0,196***	-	0,157**
λ	-	0,295***	-0,042	-	0,326***	0,198**
<i>D</i> _{-<i>INF</i>}	-	-	-	-0,322***	-0,317***	-0,320***
<i>D</i> _{-<i>SUP</i>}	-	-	-	0,383***	0,381***	0,386***
Efeito total <i>sh</i> _e	0,439***	0,683***	0,428***	0,508***	0,695***	0,554***
I de Moran (resíduos)						
Rainha	0,047***	0,109***	0,045***	0,069***	0,115***	0,079***
Torre	0,051***	0,112***	0,049***	0,073***	0,119***	0,083***
K1	0,085***	0,137***	0,083***	0,114***	0,155***	0,123***
K3	0,070***	0,132***	0,069***	0,101***	0,148***	0,111***
K5	0,049***	0,116***	0,047***	0,074***	0,125***	0,085***
K10	0,012	0,085***	0,010	0,041***	0,094***	0,053***
Média	0,052	0,115	0,051	0,079	0,126	0,089
R2 Ajustado	0,641	0,631	0,641	0,713	0,706	0,712
Teste A-K (1997) (<i>p</i> -valor)	0,003 (0,957)	-	-	2,339 (0,126)	-	-

Fonte: Resultados do *software* GeoDaSpace.

Elaboração dos autores.

Nota: † Modelos com e sem controle para *outliers* nos resíduos.Obs.: 1. *p*-valor: * < 0,10; ** < 0,05; *** < 0,01.2. *D*_{-*INF*} e *D*_{-*SUP*} são *dummies* associadas aos *outliers* superiores e inferiores, respectivamente, dos resíduos (detectados via técnica *box plot*, disponível no *software* GeoDa).3. O teste A-K, de Anselin e Kelejian (1997), é uma versão do multiplicador de Lagrange adaptada para os resíduos do MQ2E, que possui distribuição χ^2 .

O I de Moran dos modelos A e C (tabela 4) indica que a dependência espacial nos resíduos foi consideravelmente reduzida. Contudo, a análise dos intervalos interquartílicos (IIQ)²⁷ dos resíduos destas regressões revelou alguns municípios

27. Sendo $IIQ = Q3 - Q1$, onde Q3 e Q1 são os últimos elementos do 3º e do 1º quartil, respectivamente. Geralmente, usa-se um critério (*hinge*) de $1,5 * IIQ$ ou $3 * IIQ$ para definir os *outliers* (Almeida, 2012, p. 134-135). Nesta pesquisa, usou-se o *hinge* = 1,5, que permite detectar mais *outliers*.

com padrão anormal de crescimento econômico (*outliers*).²⁸ Note-se que, assim como um aluno excelente/péssimo poderia elevar/abaixar a média de sua turma, estes municípios discrepantes (*outliers*) também poderiam afetar os coeficientes estimados, dificultando a comparação destes parâmetros com os de outros trabalhos empíricos que tenham considerado regiões diferentes.

Após controlar os *outliers* nos resíduos, verificou-se um aumento do efeito total associado à educação (sh_e) em todas as estimações (tabela 4; D, E e F). Como o modelo F indica haver dependência espacial tanto na variável dependente ($\rho = 0,157$) quanto no termo de erro ($\lambda = 1,98$), devem ser desconsiderados os modelos D e E. Comparando-se os modelos A e C com o F, nota-se que o impacto total da educação aumentou de 0,439 e 0,428 para 0,554, respectivamente. Como estas são as melhores especificações globais possíveis, é aceitável inferir que um crescimento de 10% no IDH Educação (sh_e) faria a renda *per capita* dos municípios do Sudeste crescer entre 4,28% (C) e 5,54% (F).

Para Hanushek e Woessmann (2008), os benefícios da educação sobre o crescimento dependeriam mais da qualidade do ensino e menos da quantidade ou cobertura. Todavia, como a *proxy* usada nesta pesquisa (IDH Educação) engloba apenas fatores quantitativos (por exemplo, taxas de alfabetização, matrículas, frequência e anos de estudo), conclui-se que, a despeito da qualidade, a manutenção de um maior número de alunos em sala de aula, pelo maior tempo possível, já seria suficiente para estimular o crescimento econômico. Na realidade, os resultados de Firme (2020) sugerem que a simples redução do analfabetismo (nível mais básico da educação) poderia estimular a atividade econômica brasileira. Obviamente, estes resultados não indicam que a qualidade das instituições de ensino seja irrelevante, e sim que fatores quantitativos, por si, beneficiariam o crescimento.

Embora as estimativas das tabelas 2, 3 e 4 captem o impacto médio da educação (sh_e) sobre o crescimento do Sudeste, é possível obter um efeito maior ou menor, em regiões específicas, devido à heterogeneidade espacial remanescente. Almeida (2012) afirma que este fenômeno espacial pode afetar os resíduos e/ou os parâmetros. Como as técnicas HAC e KP-HET lidam com o problema nos resíduos, buscou-se verificar o efeito gerado sobre os parâmetros dos estados analisados. Para tanto, os modelos C e F (GSM), da tabela 4, foram reestimados na forma de *regimes espaciais*, sendo eles: i) São Paulo; ii) Rio de Janeiro e Espírito Santo;²⁹ e iii) Minas Gerais.

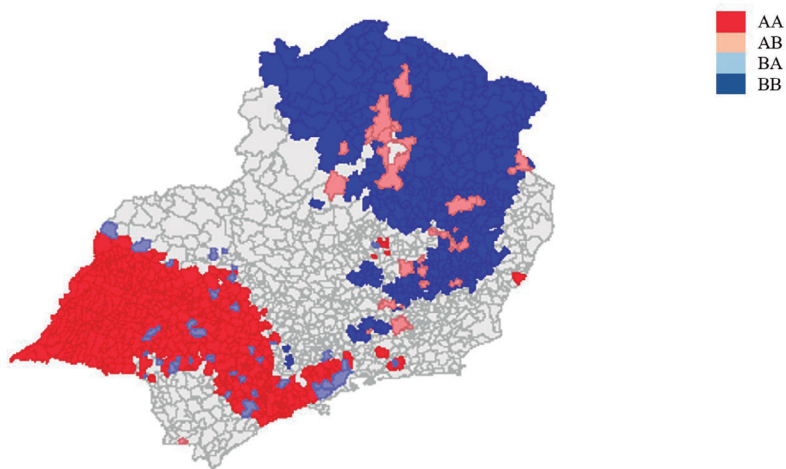
No que se refere ao *regime espacial* adotado, ressalta-se que Minas Gerais e São Paulo encontram-se em situação antagônica, sendo ambos responsáveis pelas

28. A identificação dos *outliers* está disponível no quadro A.2 (apêndice A).

29. Devido ao número reduzido de municípios nos estados do Rio de Janeiro (92) e Espírito Santo (78), não foi possível separá-los nas estimações por regimes espaciais.

menores (Minas Gerais) e maiores (São Paulo) médias de renda *per capita* e IDH Educação (sh_e), respectivamente.³⁰ Além disso, o I de Moran local,³¹ calculado com base em sh_e , revela um notável agrupamento de municípios com baixa educação em boa parte do território de Minas Gerais e outro com elevado nível educacional em mais da metade do território de São Paulo (figura 1). Portanto, é razoável esperar que o efeito de sh_e seja distinto entre os agrupamentos considerados.

FIGURA 1
I de Moran local associado ao IDH Educação (sh_e)



Fonte: Dados da pesquisa e *software* GeoDa.
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Considerou-se um nível de significância de 5%.

2. AA: alto-alto; AB: alto-baixo; BA: baixo-alto; BB: baixo-baixo.

3. Municípios na cor branca foram não significativos.

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

O resultado do teste de Chow espacial global (tabela 5) indicou que São Paulo, Rio de Janeiro-Espírito Santo e Minas Gerais são significativamente heterogêneos nas especificações com e sem controle para *outliers* residuais. Portanto, os parâmetros tendem a variar consideravelmente entre estas regiões. Este parece ser o caso do impacto inicial associado à educação (sh_e), em que o teste de Chow individual foi significativo, mas não foi o caso do efeito transbordamento desta variável (W_{sh_e}).

30. Ver tabela 6.

31. O I de Moran local (I_i) mede a associação espacial entre a variável de interesse da região i (z_i) e a média de seus j vizinhos ($W_{ij}z_j$). O somatório de I_i é proporcional ao global (rever equação 10) e sua análise é análoga. Formalmente: $I_i = z_i \sum_{j=1}^j W_{ij}z_j$, em que $z_i = (y_i - \bar{y})/\sigma$ e W_{ij} é uma matriz espacial (Almeida, 2012).

TABELA 5
O impacto da educação nos estados do Sudeste¹

	Sem controle de outliers nos resíduos Teste de Chow global: 111,432***				Com controle de outliers nos resíduos Teste de Chow global: 134,244***			
	Chow individual	(A) São Paulo	(B) Rio de Janeiro e Espírito Santo	(C) Minas Gerais	Chow individual	(D) São Paulo	(E) Rio de Janeiro e Espírito Santo	(F) Minas Gerais
Constante	0,738	0,423	-0,098	-0,023	0,181	0,182	-0,088	0,080
Y_{t-1}	15,532***	-0,716***	-0,434***	-0,771***	14,850***	-0,700***	-0,439***	-0,762***
$n + g + \delta$	4,550*	0,047	0,160***	0,164***	4,181	0,051	0,165***	0,146***
sk	1,624	-0,003	-0,005	0,008	1,393	-0,007	-0,005	0,004
sh_e	6,181**	1,996***	1,221***	1,464***	4,791*	1,931***	1,231***	1,528***
sh_s	2,101	2,591***	1,756**	3,047***	1,675	2,584***	1,831**	2,960***
<i>GINI</i>	4,198*	1,550***	0,668*	1,578***	2,510	1,370***	0,684*	1,339***
<i>FOR</i>	2,984	0,020	0,065*	0,078***	6,378**	0,005	0,063*	0,079***
<i>PURB</i>	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>EXP</i>	1,833	4,290***	3,016**	8,355**	1,795	4,505***	3,112**	7,236**
<i>PREC</i>	0,344	0,000	0,000	0,000*	0,522	0,000	0,000	0,000*
<i>TEMP</i>	0,256	0,003*	0,003	0,003***	0,639	0,002	0,003	0,004***
W_{t-1}	3,232	0,465***	0,259*	0,453***	4,779*	0,508***	0,254**	0,441***
W_{sk}	0,868	0,017	0,029	0,043*	1,908	0,009	0,028	0,044**
W_{sh_e}	0,300	-1,594***	-1,191*	-1,416***	0,665	-1,716***	-1,166*	-1,506***
W_{GINI}	4,320*	-2,790***	-0,937	-1,846***	3,768	-2,436***	-0,909	-1,634***
W_{TEMP}	-	-	-	-	-	-	-	-
ρ	3,206	0,340**	0,632***	0,280***	4,611*	0,518***	0,594***	0,250**
λ	2,578	0,001	-0,639*	-0,106	2,345	-0,203	-0,600*	-0,054
$D_{Outlier}$	-	-	-	-	1,589	0,185**	-0,019	0,233***
E. total sh_e	-	0,609***	0,082**	0,067***	-	0,446***	0,160***	0,029***
R2 Ajustado	-	0,614	0,469	0,650	-	0,638	0,472	0,678
I de Moran (resíduos)								
Rainha		0,015				0,008		
Torre		0,019				0,011		
K1		0,031				0,036		
K3		0,028				0,028		
K5		0,019				0,014		
K10		-0,008				-0,013		
Média		0,017				0,014		

Fonte: Resultados do software GeoDaSpace.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Estimacões via GSM com regimes espaciais.

Obs.: 1. *p*-valor: * < 0,10; ** < 0,05; *** < 0,01.

2. E. total sh_e é o efeito total de sh_e (baseado nos coeficientes significativos).

3. $D_{Outlier}$ é uma *dummy* de controle para os 32 outliers dos resíduos (24 superiores e oito inferiores), detectados via técnica box plot, disponível no GeoDa.

Os modelos A, B e C (tabela 5)³² revelam que uma melhora de 10% na educação (sh_e) faria a renda *per capita* de São Paulo, Rio de Janeiro/Espírito Santo e Minas Gerais crescer 6,01%, 0,82% e 0,67%, respectivamente. Embora o I de Moran indique que estes modelos estão livres de dependência espacial no termo de erro, a análise do *box plot*, com *Hinge* = 1,5, revelou a existência de 32 *outliers* nos resíduos (1,92% da amostra), sendo oito inferiores e 24 superiores (apêndice A). Após controlar estas observações discrepantes (modelos D, E e F), nota-se que um aumento de 10% na educação aumentaria a renda *per capita* de São Paulo, Rio de Janeiro-Espírito Santo e Minas Gerais em 4,46%, 1,60% e 0,29%, respectivamente.

As correlações entre os impactos totais da educação, obtidos via regimes espaciais, e as demais variáveis explicativas (tabela 6) sugerem que o investimento em educação tende a surtir maior impacto no produto interno bruto (PIB) de regiões mais desenvolvidas e estruturadas (isto é, que possuem alto nível de renda, educação, saúde, estoque de capital e que sejam, predominantemente, urbanas) e com menor desigualdade de renda. Além disso, a correlação entre os coeficientes da estimativa (B) e o porte populacional dos municípios indica que o impacto da educação seria menor em cidades pequenas (com até 50 mil habitantes) e aumentaria nas cidades de médio e grande porte.

TABELA 6
Correlação entre os coeficientes obtidos via regimes espaciais e as características regionais

Descrição das variáveis	Características dos regimes			Correlação	
	Minas Gerais	Rio de Janeiro e Espírito Santo	São Paulo	(A)	(B)
(A) Efeito total educação: sem controle de <i>outliers</i>	0,067	0,082	0,609	1,000	0,959
(B) Efeito total educação: com controle de <i>outliers</i>	0,029	0,160	0,446	0,959	1,000
Renda familiar <i>per capita</i> 2000 (R\$ de 2010)	349,45	469,47	547,52	0,813	0,945
Renda familiar <i>per capita</i> 2010 (R\$ de 2010)	490,60	621,50	713,93	0,826	0,952
Variação da renda <i>per capita</i> (%)	0,475	0,342	0,344	-0,512	-0,735
Percentual gasto em capital fixo (%)	0,152	0,148	0,154	0,743	0,522
Crescimento populacional (%)	0,055	0,128	0,116	0,379	0,627
IDH Educação	0,465	0,518	0,594	0,923	0,994
IDH Longevidade	0,788	0,782	0,809	0,969	0,858
Índice de Gini	0,507	0,519	0,481	-0,904	-0,734
Participação nas exportações totais (%)	0,000	0,001	0,001	0,034	0,316
Ocupados no mercado de trabalho (%)	43,48	48,46	61,56	-0,447	-0,174
População urbana (%)	0,653	0,713	0,825	0,946	0,998

(Continua)

32. As variáveis *PURB* e *W_TEMP* não foram significativas em nenhum regime considerado e, portanto, foram excluídas das estimativas.

(Continuação)

Descrição das variáveis	Características dos regimes			Correlação	
	Minas Gerais	Rio de Janeiro e Espírito Santo	São Paulo	(A)	(B)
Precipitação média (mil ³ /mês)	102,49	99,17	110,56	0,952	0,825
Temperatura média (graus centígrados)	18,54	19,93	20,91	0,825	0,952
Municípios com menos de 5 mil habitantes (%)	0,281	0,006	0,243	0,363	0,084
Municípios com população entre 5 mil e 50 mil habitantes (%)	0,641	0,724	0,564	-0,842	-0,654
Municípios com população entre 50 mil e 100 mil habitantes (%)	0,043	0,073	0,076	0,580	0,787
Municípios com população entre 100 mil e 500 mil habitantes (%)	0,029	0,174	0,102	0,030	0,313
Municípios com população entre 500 mil e 1 milhão de habitantes (%)	0,004	0,016	0,009	-0,038	0,248
Municípios com mais de 1 milhão de habitantes (%)	0,001	0,005	0,005	0,355	0,606

Fonte: Dados da pesquisa e *software* Stata 11.
Elaboração dos autores.

Cabe salientar que, como apenas três *regimes espaciais* foram considerados, as correlações apresentadas na tabela 6 têm caráter meramente sugestivo e não devem ser encaradas como uma prova cabal das características regionais necessárias a um impacto elevado da educação sobre o crescimento. Apesar disso, as conjecturas efetuadas com base nestas correlações encontram respaldo na literatura. Segundo Neduziak e Correia (2017, p. 629), “a combinação de um elevado gasto em educação e um baixo retorno” seria “característica de países em desenvolvimento”. Ademais, Hanushek e Woessmann (2008) afirmam que a baixa qualidade do ensino, típica das regiões mais pobres, poderia explicar o efeito reduzido da educação nestes locais.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho usou uma versão espacial ampliada do modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) para analisar o impacto da educação no crescimento da renda *per capita* dos municípios do Sudeste brasileiro entre 2000 e 2010. Os resultados indicam que desconsiderar a dependência espacial (no termo de erro e na variável dependente) e os possíveis transbordamentos (oriundos das demais variáveis explicativas) poderia supervalorizar o impacto da educação sobre o crescimento econômico. Tais resultados encontram respaldo na literatura e sugerem que a interação de indivíduos de localidades distintas seria benéfica ao crescimento econômico.

Após controlar estes fenômenos espaciais e outros fatores sugeridos pela literatura, verificou-se que um crescimento de 10% no IDH Educação faria a renda *per capita* crescer entre 4,28% e 5,54%. Devido à heterogeneidade estadual, este mesmo estímulo causaria um crescimento de 4,46% a 6,01% nos municípios de São Paulo, de 0,82% a 1,60% nos do Rio de Janeiro e Espírito Santo e de 0,29%

a 0,67% nos de Minas Gerais. Como esta pesquisa considerou apenas os aspectos quantitativos do ensino, conclui-se que a manutenção de um maior número de alunos em sala de aula, pelo maior tempo possível, já seria suficiente para estimular o crescimento econômico no Brasil. Ainda assim, é possível que melhorias na qualidade do ensino inflem, ainda mais, os efeitos positivos atribuídos à educação.

Conforme sugerido pela literatura, o impacto da educação revelou-se maior em regiões mais desenvolvidas, com maior porte populacional, menor desigualdade de renda e predominantemente urbanas. Apesar disso, acredita-se que a concentração de recursos no setor educacional de cidades maiores e mais desenvolvidas poderia gerar transtornos.

Na realidade, tal política apenas perpetuaria o impacto reduzido da educação sobre o crescimento das regiões menos desenvolvidas, agravando as desigualdades regionais. Além disso, o pressuposto de retornos decrescentes dos fatores de produção sugere que o impacto da educação, em economias com melhores sistemas educacionais, tende a se estabilizar. Portanto, é possível que os municípios de São Paulo (mais desenvolvidos) estejam mais próximos de um “rendimento ótimo”, oriundo da educação, quando comparados aos demais. Neste caso, o investimento em regiões menos desenvolvidas não apenas aumentaria a renda local como poderia melhorar o impacto gerado pela educação.

Em termos práticos, pode-se inferir (com base nos resultados) que uma elevação do IDH Educação, dos municípios do Sudeste, de 0,52 para 0,572 (aumento médio de 10%) aumentaria a renda *per capita* de R\$ 590,62 (valor de 2010) para algo em torno de R\$ 615,90 e R\$ 623,34. Caso todos os municípios atingissem o maior IDH Educação da amostra (0,78 – tabela 1), a renda poderia alcançar valores entre R\$ 717,01 e R\$ 754,22. Por fim, se todos atingisse um IDH Educação de 0,78 (maior da amostra) e o impacto da educação fosse o mesmo verificado em São Paulo (maior impacto estimado), a renda média dos municípios do Sudeste poderia chegar a valores entre R\$ 722,33 e R\$ 768,10, o que representaria um crescimento real de 24,4% a 32,3%, proveniente apenas da melhora na educação.

Estes resultados corroboram as conclusões de Barbosa-Filho e Pessoa (2010, p. 296), de que “o investimento em educação possui impactos diretos e substanciais sobre os salários”. Ademais, os autores afirmam que seria “possível descrever aproximadamente 40% da diferença de renda entre o Brasil e os EUA pelo atraso educacional em nosso país”. Na realidade, Firme (2020) sugere que a simples redução do analfabetismo a níveis europeus já seria suficiente para aumentar o PIB real do Brasil em cerca de 15,91%. Portanto, apesar da dúvida sobre o impacto duradouro/transitório do capital humano sobre o crescimento econômico (Barbosa-Filho e Pessoa, 2010), existem bons indícios de que o investimento em educação traria benefícios à população.

Cabe destacar que as estimativas e testes econométrico-espaciais costumam ser sensíveis à escolha da matriz de pesos (Almeida, 2012, p. 75) e, como apenas um seletor grupo de matrizes foi considerado, esta seria uma limitação desta pesquisa. Além disso, o uso de dados secundários e agregados (cujo foco não é o indivíduo) e a desagregação espacial considerada (municípios) impuseram algumas restrições à obtenção de boas *proxies*. Apesar disso, como os resultados possuem respaldo da literatura e rigor estatístico, e são isentos de interferências políticas, acredita-se que possam servir de subsídios para uma alocação menos arbitrária e mais eficiente dos gastos públicos em educação no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Alínea: Campinas, 2012.
- ANSELIN, L. Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis. **Journal of Regional Science**, v. 30, n. 2, p. 185-207, maio 1990.
- ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, 2003.
- ANSELIN, L.; KELEJIAN, H. H. Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressor. **International Regional Science Review**, v. 20, p. 153-182, 1997.
- AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 341-393, 1997.
- BARBOSA FILHO, F. de H.; PESSÔA, S. de A. Educação e crescimento: o que a evidência empírica e teórica mostra? **Revista Economia**, v. 11, n. 2, p. 265-303, maio-ago. 2010.
- BARRO, R. Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.
- BECKER, G. S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. Nova York: NBER, 1964.
- CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW *versus* Mincer. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, n. 1, p. 153-183, jan.-mar. 2010.
- DIAS, J.; DIAS, M. H. A. Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 4, out.-dez. 2007.

DIAS, F.; PORSSSE, A. Convergência de renda nos municípios paranaenses, no período 2000-10: uma abordagem de econometria espacial. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 2, p. 581-602, set. 2016.

ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. **Journal of Applied Econometrics**, v. 22, p. 1033-1062, 2007.

FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. de G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

FIRME, V. de A. C. Evidências empíricas do impacto da alfabetização sobre o crescimento econômico. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 31, n. 78, p. 577-625, set.-dez. 2020.

FIRME, V. de A. C.; SIMÃO FILHO, J. Análise do crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2008. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 4, p. 679-716, 2014.

FREITAS, M. V.; ALMEIDA, E. S. Existe realmente convergência de renda entre países? **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 2, p. 287-316, 2015.

GALEANO, E. V.; MATA, H. C. Diferenças regionais no crescimento econômico: uma análise pela teoria do crescimento endógeno. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 4, p. 669-683, 2009.

GALLO, J. L.; ERTUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. **Papers in Regional Science**, v. 82, p. 175-201, 2003.

GOLGHER, A. B.; VOSS, P. R. How to interpret the coefficients of spatial models: spillovers, direct and indirect effects. **Spatial Demography**, v. 4, p. 175-205, 2016.

GUHA-KHASNOBIS, B.; BARI, F. **Sources of growth in South Asian economies**. Nova Delhi: Global Development Network, 2000.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 3, p. 607-668, 2008.

HARRISON, A. Openness and growth: a timeseries, cross-country analysis for developing countries. **Journal of Development Economics**, v. 48, n. 2, p. 419-447, mar. 1996.

KELEJIAN, H. H.; PIRAS, G. **Spatial econometrics**. 1. ed. Cambridge, Estados Unidos: Academic Press, 2017.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. **A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances**. Maryland: Universidade de Maryland, 1997. (Electronic Working Papers, n. 97-002).

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 509-533, 1999.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. HAC estimation in a spatial framework. **Journal of Econometrics**, v. 140, n. 1, p. 131-154, 2007.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of Econometrics**, v. 157, n. 1, p. 53-67, 2010.

KROTH, D. C.; DIAS, J. Os efeitos dos investimentos público e privado em capitais físico e humano sobre o produto *per capita* dos municípios da região Sul: uma análise em painéis de dados dinâmicos. **Nova Economia**, v. 22, n. 3, p. 621-650, 2012.

KRUEGER, A. Factor endowments and per capita income differences among countries. **Economic Journal**, v. 78, p. 641-659, 1968.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. Interpreting spatial econometric models. In: FISCHER, M. M.; NIJKAMP, P. (Ed.). **Handbook of regional science**. Heidelberg: Springer, 2014. p. 2201-2218.

LUCAS JUNIOR, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, jul.1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MASTERS, W. A.; MCMILLAN, M. S. Climate and scale in economic growth. **Journal of Economic Growth**, v. 6, n. 3, p. 167-186, set. 2001.

MILLER, S. M.; UPADHYAY, M. P. The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. **Journal of Development Economics**, v. 63, n. 2, p. 399-423, dez. 2000.

NAKABASHI, L.; FIGUEIREDO, L. de. Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 1, p. 151-171, 2008.

NEDUZIAK, L.; CORREIA, F. Alocação dos gastos públicos e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. **Revista de Administração Pública**, v. 51, n. 4, p. 616-632, jul.-ago. 2017.

OLIVEIRA, M. T.; PAIXÃO, A. N. da. Desigualdades regionais de renda e as variações nos determinantes do crescimento econômico entre os estados brasileiros: no período de 1995 a 2004. **Revista de Economia**, v. 41, n. 1, p. 145-170, jan.-abr. 2015.

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: PNUD, 2015. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/consulta>. Acesso em: 5 jul. 2019.

RENZI, A. *et al.* Capital humano: uma análise dos municípios paranaenses com econometria espacial. *In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL*, 22., 2019, Maringá, Paraná. **Anais...** Maringá: Anpec Sul, 2019.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. Us regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, v. 33 n. 2, p. 143-156, 1999.

RIBEIRO, E. C. B. de A.; ALMEIDA, E. S. de. Convergência local de renda no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 3, p. 399-420, 2012.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. Nova York: McGraw Hill, 1996.

SALGUEIRO, A. da S.; NAKABASHI, L.; PRINCE, D. de. O papel do capital humano no crescimento: uma análise espacial para o Brasil. **Economia e Tecnologia**, v. 27. n. 4. p. 59-67, out.-dez. 2011.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, mar. 1961.

SCHULTZ, T. W. (Ed.). Investment in human beings. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, 1962.

SILVA, A. M. A.; RESENDE, G. M. Crescimento econômico comparado dos municípios alagoanos e mineiros: uma análise espacial. **Economia Política do Desenvolvimento**, v. 1, n. 6, p. 133-160, 2009.

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S. de; PINHO NETO, V. R. de. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 1995-2014. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 3, p. 579-608, jul.-set. 2016.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. A. Specification of spatial models: a simulation study on weights matrices. **Papers in Regional Science**, v. 88, n. 2, p. 389-408, jun. 2009.

TAVARES, J. M.; BARRETO, F. A. F. D.; CASTELAR, I. Mensuração da produtividade total dos fatores para os estados brasileiros, sua contribuição ao crescimento do produto e influência da educação: 1986-1998. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, p. 633-653, 2001.

VALLEJOS, L.; VALDIVIA, L. **Productivity growth in Peru: 1950-1998**. Santiago: IDB, 2000. (Serie de Documentos de Trabajo, n. 355).

VIEIRA, R. de S. **Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial**. São Paulo: Ed. Unesp, 2009. 103 p.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CASTRO, M. H. de M.; LEITE, E. M. Educação no Brasil: atrasos, conquistas e desafios. *In*: TAFNER, P. (Ed.). **Brasil: o estado de uma nação – mercado de trabalho, emprego e informalidade**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. p. 119-228.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Regionais do Brasil: 2010-2014**. Rio de Janeiro: IBGE, 2016.

APÊNDICE A

QUADRO A.1

Proxies testadas e descartadas

Variáveis (não significativas a 10%)	Fonte
a) <i>Educação</i> : taxa de analfabetismo; expectativa de anos de estudo; percentual de indivíduos com ensino médio e superior.	PNUD (2015)
b) <i>Saúde</i> : esperança de vida ao nascer; probabilidade de sobrevivência até 40 anos.	
c) <i>Perfil do mercado de trabalho</i> : taxa de envelhecimento; percentual de ocupados no setor de serviços, no setor público e autônomos.	
d) <i>Violência</i> : taxa de homicídios e de vítimas de acidente de trânsito.	Ipeadata (2019) ¹
e) <i>Características geográficas</i> : altitude; distância em relação à capital estadual.	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 maio 2019.

QUADRO A.2

Descrição dos outliers nos resíduos das regressões das tabelas 4 e 5

Município	Estado	Tabela 4			Tabela 5
		SDM (A)	SDEM (B)	GSM (C)	Regimes
Divino de São Lourenço	ES	-	-	-	SUP
Dores do Rio Preto	ES	-	-	-	INF
Vitória	ES	SUP	SUP	SUP	-
Araponga	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Belo Horizonte	MG	-	-	-	SUP
Botumirim	MG	INF	INF	INF	INF
Carvalhos	MG	SUP	SUP	SUP	-
Caxambu	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Chiador	MG	SUP	SUP	SUP	-
Cristália	MG	INF	INF	INF	INF
Funilândia	MG	INF	INF	INF	INF
Jequitibá	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Juruáia	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Lagoa santa	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Matutina	MG	-	-	-	SUP
Nacip Raydan	MG	SUP	SUP	SUP	-
Nova Lima	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Olhos-d'água	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Pouso Alto	MG	SUP	SUP	SUP	SUP

(Continua)

(Continuação)

Município	Estado	Tabela 4			Tabela 5
		SDM (A)	SDEM (B)	GSM (C)	Regimes
Rio Manso	MG	-	SUP	-	-
Salinas	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Santa Bárbara do Monte Verde	MG	-	-	-	INF
São João do Pacuí	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
São Sebastião do Rio Preto	MG	-	-	-	SUP
Tapira	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Niterói	RJ	SUP	SUP	SUP	-
Alvinlândia	SP	SUP	-	SUP	SUP
Areias	SP	INF	INF	INF	INF
Buritizal	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Igarapava	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Lucianópolis	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Ribeirão do Sul	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Santa Cruz da Conceição	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Santana de Parnaíba	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Santo Expedito	SP	-	-	-	INF
Santos	SP	SUP	SUP	SUP	-
São Caetano do Sul	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
São João de Itacema	SP	INF	INF	INF	INF
Valinhos	SP	-	-	-	SUP
Total		30	30	30	32

Elaboração dos autores.

Obs.: SUP – *outlier* superior; INF – *outlier* inferior.

REFERÊNCIA

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: PNUD, 2015. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/consulta>. Acesso em: 5 jul. 2019.

Originais submetidos em: set. 2020.

Última versão recebida em: set. 2021.

Aprovada em: set. 2021.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas, se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

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

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

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

*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 0100-0551



9 770100 055040

Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO
E ORÇAMENTO

GOVERNO FEDERAL



UNIÃO E RECONSTRUÇÃO