

PRIVATIZAÇÃO E EQUIDADE NO ACESSO A SERVIÇOS DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL

Carlos Cesar Santejo Saiani
Paulo Furquim de Azevedo
Rafael Terra de Menezes

QUALIDADE DA EDUCAÇÃO E SALÁRIOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Gabriel Cetra
Luciano Nakabashi
Elaine Toldo Pazello

SUSTENTABILIDADE FISCAL DOS GOVERNOS SUBNACIONAIS NO BRASIL SOB A ÓTICA DO CUSTEIO

Andrei G. Simonassi
Jurandir G. Gondim Filho

FATORES RELACIONADOS À VERTICALIZAÇÃO IMOBILIÁRIA RESIDENCIAL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Luciano Nakabashi
Marcos Kahtalian

MERCADO POTENCIAL E DESIGUALDADE REGIONAL NO BRASIL: UM ESTUDO APLICADO AOS MUNICÍPIOS PRODUTORES INDUSTRIAIS EM 2010

André Luiz Ferreira e Silva
Marcelo Bentes Diniz

INVESTIMENTOS EM INFRAESTRUTURA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DO PRÓ-INFRA COM UM MODELO EGC COM DINÂMICA RECURSIVA

Felipe de Sá Tavares
Alexandre Alves Porsse

pesquisa e planejamento econômico - ppe



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

Coordenadora-Geral de Imprensa e Comunicação Social

Gisele Amaral

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)

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2>

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

PRIVATIZAÇÃO E EQUIDADE NO ACESSO A SERVIÇOS DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL9

Carlos Cesar Santejo Saiani
Paulo Furquim de Azevedo
Rafael Terra de Menezes

QUALIDADE DA EDUCAÇÃO E SALÁRIOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS59

Gabriel Cetra
Luciano Nakabashi
Elaine Toldo Pazello

SUSTENTABILIDADE FISCAL DOS GOVERNOS SUBNACIONAIS NO BRASIL SOB A ÓTICA DO CUSTEIO97

Andrei G. Simonassi
Jurandir G. Gondim Filho

FATORES RELACIONADOS À VERTICALIZAÇÃO IMOBILIÁRIA RESIDENCIAL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS129

Luciano Nakabashi
Marcos Kahtalian

MERCADO POTENCIAL E DESIGUALDADE REGIONAL NO BRASIL: UM ESTUDO APLICADO AOS MUNICÍPIOS PRODUTORES INDUSTRIAIS EM 2010163

André Luiz Ferreira e Silva
Marcelo Bentes Diniz

INVESTIMENTOS EM INFRAESTRUTURA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DO PRÓ-INFRA COM UM MODELO EGC COM DINÂMICA RECURSIVA193

Felipe de Sá Tavares
Alexandre Alves Porsse

CONTENTS

PRIVATIZATION AND ACCESS INEQUALITY TO SANITATION SERVICES IN BRAZIL	9
Carlos Cesar Santejo Saiani Paulo Furquim de Azevedo Rafael Terra de Menezes	
EDUCATION QUALITY AND WAGES IN THE BRAZILIAN MUNICIPALITIES	59
Gabriel Cetra Luciano Nakabashi Elaine Toldo Pazello	
FISCAL SUSTAINABILITY OF SUBNATIONAL GOVERNMENTS IN BRAZIL BY COSTING EXPENDITURES.....	97
Andrei G. Simonassi Jurandir G. Gondim Filho	
FACTORS RELATED TO RESIDENTIAL REAL ESTATE VERTICALIZATION IN THE BRAZILIAN MUNICIPALITIES.....	129
Luciano Nakabashi Marcos Kahtalian	
POTENTIAL MARKET AND REGIONAL INEQUALITY IN BRAZIL: A STUDY APPLIED TO INDUSTRIAL PRODUCING MUNICIPALITIES IN 2010	163
André Luiz Ferreira e Silva Marcelo Bentes Diniz	
INVESTMENTS IN INFRASTRUCTURE AND ECONOMIC GROWTH IN BRAZIL: AN ANALYSIS OF THE EFFECTS OF PRÓ-INFRA USING AN EGC MODEL WITH RECURSIVE DYNAMIC	193
Felipe de Sá Tavares Alexandre Alves Porsse	

PRIVATIZAÇÃO E EQUIDADE NO ACESSO A SERVIÇOS DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL^{1,2}

Carlos Cesar Santejo Saiani³

Paulo Furquim de Azevedo⁴

Rafael Terra de Menezes⁵

Este artigo avalia os efeitos da privatização de serviços de saneamento no Brasil sobre índices de acesso às redes de água e de esgoto, identificando o impacto nas desigualdades de acesso intra e intermunicipais. A privatização foi associada a um acréscimo de 6,1 pontos percentuais no acesso ao esgotamento sanitário, o que representa um aumento de 26%, crescimento este observado em todos os quintis de rendimento domiciliar. Nota-se também que os municípios mais desfavorecidos foram os que mais se beneficiaram da concessão privada, o que indica redução da desigualdade entre municípios.

Palavras-chave: saneamento básico; privatização; seletividade hierárquica de políticas; acesso à água; acesso a esgoto.

PRIVATIZATION AND ACCESS INEQUALITY TO SANITATION SERVICES IN BRAZIL

This article estimates the effects of the privatization of basic sanitation on the household access to water and sewage networks, assessing its impact on access inequality within and among municipalities. Privatization is associated with an increase of 6.1 percentage points in access to sewage, which represents an increase of 26%. This effect is also observed for all quintiles of household income. Moreover, privatization increased access to water and sewage mainly in the most disadvantaged municipalities, which indicates a reduction in inequality across municipalities.

Keywords: sanitation; privatization; access inequality; water access; sewage access.

JEL: H40; L33; Q25.

1 INTRODUÇÃO

A concessão de serviços de utilidade pública para operadores privados é ainda um assunto controverso. Após um movimento mundial na direção da maior participação privada, observa-se, a partir dos anos 2000, casos de reversão para a prestação pública, o que revela a complexidade desse tipo de decisão (Hefetz e Warner, 2004; Hailu, Osorio e Tsukada, 2012; Demuth, Friederiszick e Reinhold, 2018; McDonald, 2018). Um dos pontos mais controversos refere-se aos efeitos da privatização sobre a equidade, visto tratar-se de serviços essenciais e de demanda

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art1>

2. Os autores agradecem o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig).

3. Professor do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia (UFU) e bolsista de produtividade em pesquisa do CNPq – nível 2. *E-mail:* ssaiani@ufu.br.

4. Professor titular do Insper e coordenador do Centro de Regulação e Democracia (CRD). *E-mail:* paulofa1@insper.edu.br.

5. Professor da Universidade de Brasília (UnB). *E-mail:* rflterra@yahoo.com.br.

generalizada, sendo esta a principal bandeira daqueles que advogam pela reestatização dos serviços (Tan, 2012; Kishimoto e Petitjean, 2017).

O saneamento básico, aqui delimitado como a prestação do abastecimento de água e do esgotamento sanitário,⁶ está entre os serviços de utilidade pública com maiores impactos na equidade, seja por seus efeitos diretos, seja por seus efeitos indiretos em indicadores de saúde e de educação (Esrey, Feachem e Hughes, 1985; Briscoe, Feachem e Rahaman, 1986; Cvjetanovic, 1986; Scriptoro, Azzoni e Menezes Filho, 2015). Ao mesmo tempo, trata-se de setor que ocupa posição central em propostas de atração de capital privado para projetos de infraestrutura, como foi evidenciado na fundamentação do novo marco legal do saneamento básico brasileiro (Lei Federal nº 14.026), promulgado em 2020 (Brasil, 2020). Esta legislação definiu incentivos para a participação privada no setor visando à viabilização das expansões dos níveis de acesso.

Assim, a privatização de serviços de saneamento básico desperta especial atenção, em particular por seus possíveis efeitos distributivos. Este estudo endereça tal questão. O objetivo é investigar os efeitos da privatização de serviços de saneamento nos municípios brasileiros sobre índices de acesso às redes de água e de esgoto, avaliando a ocorrência de efeitos heterogêneos conforme a renda dos domicílios e o nível de acesso prevalente em cada município antes da política. Desse modo, são averiguados os efeitos da privatização de serviços de saneamento básico nas desigualdades de acesso intra e intermunicipais.

A literatura empírica é razoavelmente consensual em apontar que o desempenho da privatização é sensível às condições de concorrência em que operam os provedores privados (Shirley e Walsh, 2000; Okten e Arin, 2006). Também relevante é a qualidade institucional, que se reflete na capacidade de o Estado regular adequadamente os serviços prestados por operadores privados (Tan, 2012). Ademais, características do setor objeto da privatização, tais como incompletude dos contratos de concessão e sensibilidade da população quanto à qualidade do serviço, são elementos que dificultam a regulação e, portanto, tornam a concessão à iniciativa privada menos atraente (Levin e Tadelis, 2010).

É plausível defender que todas essas características estão presentes nos serviços de saneamento básico aqui considerados. Por se tratar de monopólios naturais, não é possível contar com a concorrência para disciplinar o comportamento dos provedores. A demanda generalizada é também sensível à qualidade do serviço, em particular do abastecimento de água. Ademais, em países em desenvolvimento, a qualidade institucional da regulação indica ser este um setor em que a privatização

6. Segundo a Lei nº 11.445/2007, além dos serviços de água e esgoto, o setor de saneamento básico inclui os serviços de limpeza urbana, manejo de resíduos sólidos e manejo de águas pluviais – drenagem urbana (Brasil, 2007). Devido à disponibilidade de dados, este estudo considera apenas os dois primeiros.

seria potencialmente problemática, em particular devido à incerteza regulatória e à limitação de competências administrativas no nível local – no geral, os governos locais são os titulares (Azevedo, Toneto Júnior e Saiani, 2017).

Em que pesem esses problemas, a literatura empírica apresenta majoritariamente resultados favoráveis à privatização de serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário, seja na redução de custos (Megginson e Netter, 2001; Faria, Faria e Moreira, 2005), seja na melhoria da qualidade, inclusive sinalizada pela diminuição da morbimortalidade infantil por doenças relacionadas à inadequação do saneamento básico (Galiani, Gertler e Schargrodsky, 2005; Saiani e Azevedo, 2018). Mesmo em locais em que a privatização do abastecimento de água foi revertida, como na Bolívia, existem evidências de que os seus resultados em termos de qualidade tenham sido superiores à provisão pública (Hailu, Osorio e Tsukada, 2012).

Essas evidências são particularmente interessantes porque a provisão privada de serviços de saneamento, por sua característica de monopólio natural e possíveis dificuldades regulatórias, estaria sujeita a um *trade-off* custo-qualidade (Hart, Shleifer e Vishny, 1997; Ménard e Saussier, 2000). Não havendo mecanismos de mercado para assegurar a qualidade desejada do serviço, tampouco um contrato completo de concessão dos serviços e sua regulação, a maximização de lucro pode levar a ações que impliquem reduções de custos em detrimento da qualidade. Os resultados empíricos, contudo, indicam que não se observa piora da qualidade do serviço após a concessão para a iniciativa privada, o que pode ser explicado pelo aporte de investimentos viabilizados pela privatização e pelo *enforcement* contratual de metas de investimento.

Ainda que a literatura empírica tenha avançado consideravelmente na avaliação dos efeitos médios da privatização do saneamento, não existem evidências conclusivas quanto aos seus efeitos sobre a equidade do acesso. Os trabalhos que investigaram esse tema apresentam resultados divergentes e nem sempre contam com estratégias de identificação apropriadas. Enquanto Granados e Sánchez (2014) sinalizam que os domicílios de menor renda são mais prejudicados, Clarke, Kosec e Wallsten (2004) apontam que estes seriam beneficiados, devido a metas contratuais de investimentos ou de expansões das coberturas. Há, ainda, trabalhos que indicam que os usuários de renda média seriam mais prejudicados (Estache, Gomez-Lobo e Leipziger, 2001; Estache, Foster e Wodon, 2002), considerando os decorrentes ajustes tarifários e o fato de os “mais pobres” possivelmente já não estarem conectados às redes antes da concessão; outros trabalhos sugerem a não ocorrência de impactos distributivos relevantes (Prasad, 2006).

Tais avaliações são sempre em relação à provisão pública, que não necessariamente apresenta os incentivos mais apropriados à promoção da equidade. No Brasil, a provisão pública é usualmente relacionada a desigualdades de acesso aos serviços de saneamento associadas à renda, refletidas em maior grau de atendimento nos domicílios com maior renda *per capita*. Tal fato pode decorrer de uma seletividade

hierárquica das políticas para o setor; ou seja, estas beneficiarem prioritariamente os segmentos “mais ricos” (Marques, 2000). Esta lógica é justificada pelas maiores capacidades dos usuários “mais ricos” de pagarem pelos serviços (tarifas e conexões às redes) e de pressionarem governantes, que, devido a motivações político-eleitorais, atendem a suas demandas. O maior apoio político-eleitoral também justificaria um privilégio a investimentos em água (Brasil, 1995b). Assim, os possíveis efeitos aqui obtidos para as privatizações no saneamento brasileiro podem decorrer das diferenças de incentivos entre as provisões pública e privada.

Essas questões são averiguadas neste estudo por meio de estimações para um painel de municípios brasileiros, com dados principalmente dos Censos Demográficos 1991, 2000 e 2010 (IBGE, 1991)⁷ – única fonte com dados que permitem o cálculo de indicadores domiciliares de desigualdade de acessos. São estimados os efeitos médios das privatizações no acesso (em nível e desigualdade) a abastecimento de água e esgotamento sanitário, investigando-se se os provedores privados também seguem as discricionariedades das políticas públicas (privilégio à água e aos “mais ricos”) e a influência das condições prévias de acesso, a fim de serem avaliados os efeitos nas desigualdades intra e intermunicipais. As estimações são feitas por diferenças em diferenças (com *matching* e tradicional), para lidar com o potencial viés de autosseleção por atributos observados variantes e não observados fixos no tempo.

Considerando-se a possibilidade de os efeitos decorrerem de atributos não observados variantes entre os municípios e no tempo, são utilizadas duas estratégias de identificação adicionais para conferir maior robustez na atribuição de causalidade aos possíveis efeitos observados da privatização. A primeira estratégia consiste em considerar apenas os dados de 1991 e 2000 e utilizar como placebo os municípios que privatizaram os serviços de saneamento após 2000, os quais devem compartilhar atributos não observáveis com aqueles municípios que haviam privatizado os mesmos serviços antes de 2000. A segunda estratégia, também se restringindo a 1991 e 2000, consiste em usar os mesmos municípios (privatizações após 2000) como único grupo de controle para os privatizados no período.

Vale ressaltar, ainda, que a experiência brasileira também permite contrastar duas modalidades de privatização no saneamento. A primeira, aqui denominada de concessão privada, consiste em operação por ente privado, sujeito à regulação local, decorrente de processo de concessão pelo poder público municipal. A segunda é uma modalidade em que o setor público reteve participação acionária e direitos relevantes, como poderes de indicação de diretor de planejamento e de veto em matérias relacionadas a metas de investimento, sendo, por isso, denominada concessão híbrida (Saiani e Azevedo, 2018).

7. Sobre os Censos 2000 e 2010, ver: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>.

Essa configuração dos direitos de decisão também confere ao poder público algum controle e discricionariedade para o exercício de patrimonialismo, o que a diferencia da concessão privada. Trata-se também de um caso único, decorrente da privatização da Companhia Estadual de Saneamento Básico de Tocantins, que posteriormente obteve a concessão dos serviços de água e esgoto em diversos municípios daquele estado. Por suas características distintas, são estimados os efeitos das duas modalidades de concessão.

Antecipadamente, os resultados revelam que a concessão privada está associada a um aumento substancial dos acessos às redes de abastecimento de água e coleta de esgoto nos municípios mais desfavorecidos (ou seja, com menos de 25% dos domicílios com acesso em 1991). Dado que o efeito dessa modalidade de privatização, nos municípios mais favorecidos, foi não positivo nas diversas especificações, os resultados indicam que a concessão privada reduziu as desigualdades de coberturas entre os municípios.

No caso do esgotamento sanitário, a concessão privada está associada a um efeito positivo de 6,1 pontos percentuais (p.p.) no nível de atendimento, o que representa um aumento médio de aproximadamente 26%. Essa expressiva elevação do nível de acesso ao serviço é observada em todos os quintis de rendimento domiciliar. No abastecimento de água, os resultados sugerem queda da desigualdade intramunicipal, mas sem expansão do acesso.

Por último, é interessante que os resultados sejam interpretados em cotejo com as características prevalentes na provisão pública do saneamento no país. No geral, esta prioriza o abastecimento de água, cujo acesso é, em todos os anos e quintis de renda, mais do que o dobro do verificado no esgotamento sanitário, o que pode decorrer dos incentivos políticos mais fortes ao provimento prioritário do fornecimento de água para consumo. Por sua vez, a concessão dos serviços de saneamento para um operador privado está associada a uma mudança nesses incentivos, o que pode explicar os diferentes resultados aqui observados.

Este estudo, além desta introdução, é composto por mais quatro seções. Na segunda seção, são apresentados a configuração da provisão dos serviços de saneamento nos municípios brasileiros, seus condicionantes, as privatizações e evidências para a relação entre a provisão pública e o acesso a abastecimento de água e coleta de esgoto, evidenciando os possíveis privilégios ao abastecimento de água e aos domicílios “mais ricos”. A terceira seção detalha a estratégia empírica para a identificação dos efeitos médios das privatizações. A quarta seção reporta os resultados e discute suas implicações para o debate sobre a concessão do saneamento básico à iniciativa privada. A quinta seção apresenta as considerações finais.

2 SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL

2.1 Configuração do setor e privatizações

Os serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário, nos municípios brasileiros, são ofertados por diferentes modos de organização, que variam segundo as naturezas jurídicas e abrangências de atuação. A partir de tais dimensões, os provedores dos serviços são aqui divididos em quatro grupos: público regional, público municipal, concessão privada e concessão híbrida. No primeiro, estão as companhias estaduais de saneamento (Cesbs), existentes na maioria dos estados, responsáveis pela provisão em vários municípios e controladas por governos estaduais; no segundo, os provedores controlados por governos municipais e responsáveis pela provisão em um município ou em um conjunto restrito de municípios organizados na forma de consórcios públicos.

A modalidade de concessão privada ocorre naqueles municípios que concederam os serviços de saneamento básico para operadores privados, seja individualmente, seja em pequenos consórcios públicos. A modalidade de concessão híbrida restringe-se ao caso da Cesb do Tocantins (Saneatins), que se tornou empresa de economia mista com participação privada em 1998 e se converteu em controle privado em 2002, mas tendo o governo estadual mantido poderes de indicação da diretoria de planejamento e uma *golden share* com poder de veto em matérias diversas, como as referentes a investimentos.

Por se tratar de uma modalidade em que o Estado manteve alguns poderes de gestão, trata-se de uma forma híbrida, que combina aspectos da concessão privada e da provisão pública (Saiani e Azevedo, 2018). Após a privatização da Saneatins, diversos municípios do Tocantins concederam pelo menos um dos serviços de saneamento à empresa.⁸ De acordo com o Ministério das Cidades (Robles, 2008) e Abar (2013), a regulação das concessões privadas foi atribuída, no geral, a órgãos municipais; por sua vez, na concessão híbrida, uma agência estadual ficou responsável pela regulação, o que pode reforçar a possível ingerência do Estado por meio dos poderes supracitados remanescentes na Saneatins.

A forma de provisão em cada município brasileiro é identificada com dados do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) e da Associação Brasileira das Concessionárias Privadas dos Serviços Públicos de Água e Esgoto (ABCON). Esses dados, em conjunto com dados populacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), fundamentaram a elaboração da tabela 1,

8. Em 2013, a recém-criada estatal Agência Tocantinense de Saneamento (ATS) assumiu os serviços de saneamento em alguns municípios do estado do Tocantins. Em 2014, a Saneatins deixa de ser uma concessão híbrida, passando a ser integralmente controlada pelo operador privado (Soares *et al.*, 2021). Os efeitos dessa mudança, contudo, não podem ainda ser investigados, em função de a análise dos acessos a água e esgoto municipais requererem dados dos Censos Demográficos, sendo o de 2010 o último disponível.

que apresenta a participação de cada forma de provisão no total de municípios e a população por elas abrangida. Nota-se que, até 2010, poucos municípios haviam concedido o serviço de saneamento à operação privada, predominando a oferta por provedores públicos: na água, por públicos regionais; no esgoto, por públicos locais. A predominância da provisão pública e a distribuição distinta dos tipos de provedores públicos nos serviços decorrem do Plano Nacional de Saneamento (Planasa), que teve vigência de 1971 a 1992. Este priorizou o serviço de abastecimento de água e implementou mecanismos para estimular os municípios a conceder o serviço às Cesbs; contudo, parte deles não aderiu ao plano.

TABELA 1
Distribuições dos municípios e das populações, segundo os provedores e os serviços (2010)

Serviços/provedores	Total	Público municipal		Público regional		Concessão privada		Concessão híbrida	
		Qtde. ¹	Total (%)	Qtde. ¹	Total (%)	Qtde. ¹	Total (%)	Qtde. ¹	Total (%)
Abastecimento de água									
Municípios	5.566	1.527	27,43	3.856	69,18	60	1,08	123	2,31
Populações (1 milhão de habitantes)	191,48	43,23	22,58	139,83	73,02	7,24	3,78	1,19	0,62
Coleta de esgoto									
Municípios	5.566	4.325	77,70	1.066	19,15	65	1,17	110	1,98
Populações (1 milhão de habitantes)	191,48	89,41	46,69	89,32	46,65	11,62	6,07	1,13	0,59

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Quantidade.

Posteriormente, associações de trabalhadores e provedores públicos exerceram pressão contrária à privatização. Ademais, conflitos de interesses de agentes municipais, regionais e privados atrasaram a aprovação de uma lei específica para o setor, persistindo indefinições regulatórias por muito tempo. Este problema foi parcialmente resolvido apenas em 2007, com a promulgação da Lei nº 11.445 (Brasil, 2007). Uma indefinição permaneceu para futura decisão da justiça: a titularidade dos serviços. A Constituição Federal de 1988 (CF/1988) a atribuiu aos municípios, mas também responsabilizou os estados por ações de interesse comum, como o saneamento, em agrupamentos de municípios limítrofes (Brasil, 1988). No período aqui analisado, estes fatos resultaram em conflitos entre estados e municípios de regiões metropolitanas. A convergência entre conflitos e marco regulatório inadequado desestimulou a expansão das privatizações em saneamento no Brasil.⁹

9. Um novo marco legal do setor foi promulgado somente em 2020 — Lei nº 14.206 (Brasil, 2020).

A tabela 2 mostra que, entre 1994 e 2010, a maioria das privatizações ocorreu de forma plena, ou seja, por meio da concessão conjunta dos dois serviços.¹⁰ As regras de concessões são definidas na Lei Federal nº 8.987/1995, que determina a necessidade de celebração de um contrato com a empresa privada, inclusive onde os serviços já eram ofertados (Brasil, 1995a) – o que faz com que, mesmo no Tocantins, a privatização possa ser interpretada como uma decisão do município. Exceto em um caso, as privatizações ocorreram após a promulgação dessa lei. No mesmo ano, os serviços públicos foram inseridos no Programa Nacional de Desestatização (PND), iniciando-se a fase das grandes privatizações, na qual o governo federal privatizou diretamente e estimulou a adoção de tal diretriz pelas demais esferas de governo. Assim, outro fato observado na tabela 2 é que a maioria dos casos de privatização no saneamento brasileiro ocorreu de 1995 a 2002.

Tal predominância reflete o incentivo do governo federal no período, mas também a conjuntura desfavorável a investimentos públicos. O país sofria reflexos da crise de anos anteriores, com reduções das arrecadações federais, inclusive do Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS), principal fonte de recursos públicos para o saneamento. Para lidar com o problema, foram adotadas algumas ações para cumprir metas de superávit, como contingenciamentos de crédito e limites de endividamento. De 2003 a 2010, com a promulgação da Lei Federal nº 11.079 (Brasil, 2004), foram criadas opções à participação privada (parcerias público-privadas). Dessa maneira, não é possível afirmar que as privatizações foram desestimuladas no período, mas sim que a ênfase nestas como diretriz política foi menor. Além disso, a conjuntura macroeconômica foi mais favorável, com a reversão da redução da arrecadação do FGTS e o descontingenciamento de empréstimos ao setor.¹¹

TABELA 2

Número de municípios, segundo as formas de privatização, os serviços e o início (1994-2010)

Formas/anos/ serviços	Concessão privada			Concessão híbrida			Privada + híbrida (plena e parcial)	
	Plena ¹	Parcial		Plena ¹	Parcial		Água	Esgoto
		Água	Esgoto		Água	Esgoto		
1994	0	1	0	0	0	0	1	0
1995	2	1	0	0	0	0	3	2
1996	0	1	0	0	0	0	1	0
1997	2	1	0	0	0	0	3	2

(Continua)

10. O quadro A.1 do apêndice A lista os municípios com privatização segundo as modalidades.

11. Para mais detalhes sobre o Planasa, as indefinições regulatórias, os conflitos de interesses e as restrições aos investimentos, ver, entre outros, Brasil (1995b); Parlatore (2000); Turolla (2002); Tupper e Resende (2004); Mello (2005); Toneto Júnior e Saiani (2006); Salles (2008); e Rezende (2011).

(Continuação)

Formas/anos/ serviços	Concessão privada			Concessão híbrida			Privada + híbrida (plena e parcial)	
	Plena ¹	Parcial		Plena ¹	Parcial		Água	Esgoto
		Água	Esgoto		Água	Esgoto		
1998	11	0	1	0	0	0	11	12
1999	5	1	0	84	9	0	99	89
2000	8	0	1	0	1	0	9	9
2001	5	0	2	19	3	0	27	26
2002	5	0	0	0	0	0	5	5
2003	3	0	1	1	0	0	4	5
2004	6	0	1	0	0	0	6	7
2005	0	0	0	0	0	0	0	0
2006	0	0	0	0	0	0	0	0
2007	5	0	2	2	0	0	7	9
2008	1	0	1	2	0	0	3	4
2009	1	0	0	1	0	0	2	2
2010	1	0	1	1	0	0	2	3
Total	55	5	10	110	13	0	183	175

Fontes: SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Concessão conjunta da água e do esgoto.

2.2 Indicadores de acesso e possíveis motivações na provisão pública

A seguir, são analisados indicadores de acesso a partir de informações dos Censos 1991, 2000 e 2010 (IBGE, 1991).¹² Para uma avaliação da equidade de acesso aos serviços de saneamento (abastecimento de água e coleta de esgoto), foram utilizados os indicadores a seguir.

- *Acesso total*: proporção (%) de domicílios com acesso ao serviço.
- *Acesso no n^o quintil* ($n = 1, \dots, 5$): proporção (%) de domicílios do enésimo quintil de rendimento domiciliar mensal *per capita* com acesso ao serviço.¹³
- *Desigualdade de acesso*: diferença (p.p.) entre o acesso nos domicílios mais ricos (5^o quintil) e o acesso nos domicílios mais pobres (1^o quintil).

A rede geral é apontada na literatura como a forma mais adequada de abastecimento de água e de coleta de esgoto, devido à continuidade e ao menor risco de contaminação dos solos e dos recursos hídricos (externalidades ambientais que

12. Sobre os Censos 2000 e 2010, ver: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: maio 2024.

13. Em cada município e ano, os domicílios são ordenados segundo o rendimento domiciliar *per capita*. Após isso, são segmentados em quintis e, para cada um deles, são calculadas as proporções de domicílios com acesso. Dessa forma, no 1^o quintil estão os 20% mais pobres e no 5^o quintil estão os 20% mais ricos.

têm impacto sobre a saúde). Ademais, as principais alternativas dependem mais de soluções individuais do que de ações dos provedores (Estache, Gomez-Lobo e Leipziger, 2001; Estache, Foster e Wodon, 2002; McKenzie e Mookherjee, 2003; Mendonça *et al.*, 2003). Assim, opta-se por considerar que um domicílio tem acesso ao serviço se estiver ligado à rede geral.

A tabela 3 apresenta as médias dos indicadores municipais de acesso em 1991, 2000 e 2010 para os municípios que mantiveram provisão pública (municipal ou regional) no período. Para o acesso total, o gráfico 1 complementa estas informações, mostrando as distribuições dos indicadores. Os acessos totais médios e a concentração de municípios com maiores acessos aumentaram no período nos dois serviços. Porém, nota-se que eles estão em estágios distintos de consolidação de suas coberturas. O abastecimento de água apresenta melhor situação: nos três anos, tem maiores médias e menores concentrações de municípios com baixos acessos.

TABELA 3
Provisão pública: médias dos indicadores de acesso
(Em %)

Indicadores/serviços/anos	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
	1991	2000	2010	$\Delta\%$ 91-10	1991	2000	2010	$\Delta\%$ 91-10
Acesso total	47,44	58,39	69,17	45,81	15,29	25,40	29,81	94,96
Acesso no 1º quintil	34,62	47,51	60,21	73,92	9,99	20,51	25,84	158,66
Acesso no 2º quintil	41,75	53,56	66,40	59,04	12,87	22,83	28,65	122,61
Acesso no 3º quintil	47,77	59,06	70,29	47,14	15,23	25,04	30,72	101,71
Acesso no 4º quintil	53,70	63,07	72,40	34,82	17,7	27,20	32,31	82,54
Acesso no 5º quintil	59,48	68,63	75,24	26,50	20,59	30,58	35,23	71,10
Desigualdade de acesso	24,86	21,12	15,04	-39,50	10,60	10,14	9,39	-11,42

Fontes: IBGE (1991); e Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024).

Elaboração dos autores.

Obs.: $\Delta\%$ 91-10 – variação percentual de 1991 a 2010.

A tabela 3 e o gráfico 1 sinalizam que os provedores públicos priorizaram o acesso à água, cujo grau de cobertura invariavelmente supera o dobro do verificado na coleta de esgoto, em todos os quintis e em todos os anos. Tal constatação revela que o poder público privilegia a expansão do fornecimento de água, o que pode decorrer de sua indiscutível essencialidade. É difícil, contudo, arguir que o acesso à rede de esgoto não é também essencial, de tal modo que seria de se esperar que o acesso aos dois serviços não fosse tão distinto. Isso sugere a existência de motivos adicionais que justificam tal diferença.

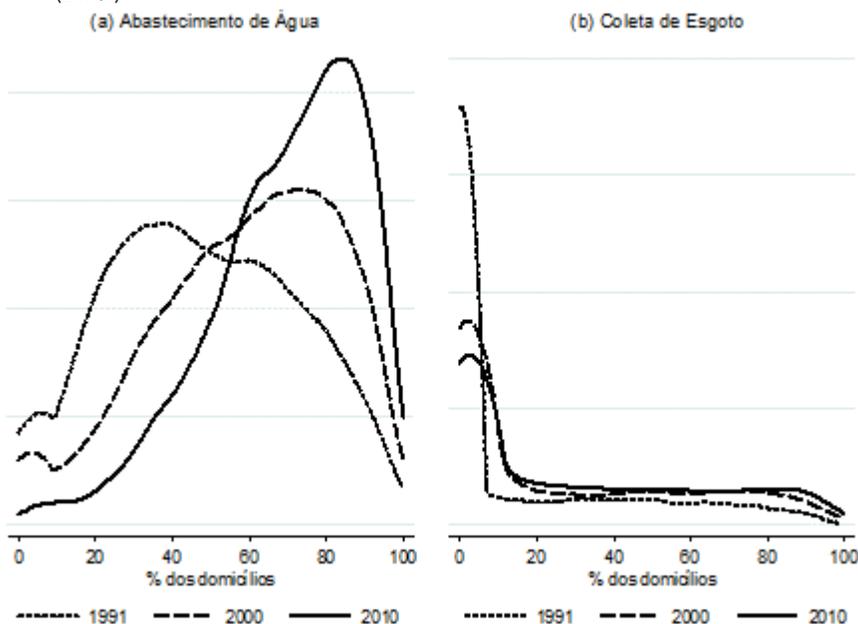
Uma possível explicação é o fato de que os benefícios do acesso à água tendem a ser mais diretamente imputados à autoridade pública que realiza o investimento, de tal modo que a expansão do gasto em água pode se refletir em aumento de apoio político. Em contrapartida, investimentos em esgoto resultam em benefícios de natureza difusa, como externalidades ambientais e na saúde da população, que não são direta e facilmente atribuíveis à autoridade pública responsável pela obra (Bonsoi *et al.*, 1997; Ibope e ITB, 2009; Robles, 2008). Assim, tendem a ser menores os dividendos eleitorais que podem ser extraídos de investimentos em esgotamento.

Para alguns estudos, tal lógica já era seguida no Planasa, justificando, em parte, a ênfase dada ao abastecimento de água (Brasil, 1995b; Parlatore, 2000; Motta e Moreira, 2006). Uma avaliação de existência de viés nas políticas públicas por esta motivação requer a comparação entre as provisões públicas e privadas nos dois serviços separadamente (água e esgoto), ponto que é aqui explorado a partir da próxima seção.

GRÁFICO 1

Provisão pública: distribuições dos indicadores de acesso total

(Em %)



Fontes: IBGE (1991); e Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1^a maio 2024).

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).

Em relação aos indicadores de acesso por quintis, nota-se na tabela 3 que o acesso a abastecimento de água é superior em todos eles, em todos os anos, o que reforça o argumento de existência de estágios distintos de consolidação das coberturas. As médias nos dois serviços em todos os quintis aumentaram no período. Deve-se destacar, ainda, a elevação média do acesso à medida que o quintil aumenta (nos três anos), corroborando evidências de outros trabalhos de uma relação positiva entre a renda domiciliar e o acesso a serviços de saneamento no Brasil (Mendonça *et al.*, 2003; Mendonça e Motta, 2007; Rezende *et al.*, 2007; Bichir, 2009; Saiani e Toneto Júnior, 2010; Saiani, Toneto Júnior e Dourado, 2013).

A avaliação da desigualdade de acesso mostra mais evidências favoráveis a tal argumento. Nos dois serviços e nos três anos, as médias do indicador são positivas, o que reflete o fato de as médias do acesso no 5º quintil serem maiores do que no 1º quintil. A coleta de esgoto possui menores desigualdades médias; porém, também menores acessos totais médios e grande concentração de municípios com baixos níveis de acesso (gráfico 1). Assim, neste serviço, a menor média da desigualdade decorre do baixo acesso médio tanto dos mais pobres como dos mais ricos.

A desigualdade pode decorrer de uma seletividade hierárquica das políticas (SHP). Tal hipótese pressupõe que algumas políticas favorecem, prioritariamente e com melhor qualidade, grupos sociais mais ricos e escolarizados; depois, são direcionadas ao restante da população. Esta distorção pode ser justificada pela cultura técnica da burocracia, se esta interpretar que as prioridades estatais devem refletir a estrutura social (Marques, 2000), ou pela busca de apoio político e oportunidades eleitorais por parte dos governantes, que privilegiariam os grupos mais ricos e educados, devido à sua maior influência no processo eleitoral (Fizson, 1990; Ames, 1995; Gradstein e Justman, 1999).

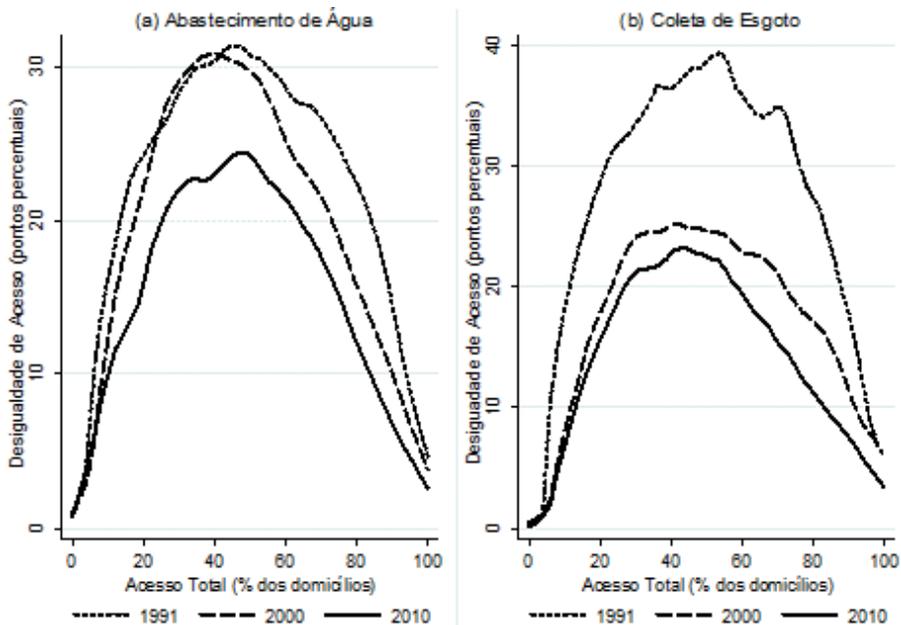
Os dados descritivos aqui apresentados, embora consistentes com a hipótese de SHP, são ainda insuficientes para eliminar explicações alternativas para a correlação entre renda e acesso a saneamento. Nos locais em que há cobrança pela oferta, a viabilidade econômica inicial também pode explicar a priorização aos mais ricos. Mesmo no caso de ausência de cobrança, pode haver correlação entre renda e acesso, por conta da valorização dos imóveis na área de cobertura do serviço de saneamento, tendo por efeito indireto selecionar famílias de maior renda e, por isso, aptas a pagar pelo maior valor do imóvel (Bichir, 2009). Dessa maneira, a localização das famílias é endógena e, conseqüentemente, a desigualdade de acesso pode refletir realocações destas e não uma política deliberada de favorecimento dos segmentos mais ricos e educados.

Marques (2000), Marques e Bichir (2001), Bichir (2009), Saiani, Toneto Júnior e Dourado (2013) e Oliveira e Saiani (2021) avaliam a hipótese de SHP no saneamento do Brasil, com análises empíricas descritivas e econométricas. Em conjunto, as evidências não refutam a hipótese, de modo consistente com as relações do gráfico 2.

Estas foram aqui ajustadas por regressões não paramétricas por *kernel-weighted local polynomial regression*.¹⁴ Nos dois serviços e nos três anos, as relações entre os indicadores de desigualdade de acesso e o acesso total assumem um formato similar a um “U invertido”. Assim, sinalizam que, em estágios iniciais da cobertura dos serviços, o acesso dos mais ricos é maior que o dos mais pobres (a desigualdade aumenta); mas, atingido certo nível de cobertura, o acesso dos pobres aumenta mais (a desigualdade se reduz). Como não são considerados municípios que privatizaram no período, as relações devem ser atribuídas à provisão pública.

GRÁFICO 2

Provisão pública: relações entre desigualdade e acesso, segundo os serviços



Fontes: IBGE (1991); e Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1ª maio 2024).

Elaboração dos autores.

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

3 ESTRATÉGIAS EMPÍRICAS

Como a atribuição da forma de provisão nos municípios brasileiros não é aleatória, para mensurar efeitos da privatização no acesso a serviços de saneamento básico é utilizado, na maioria das estimações, o método de diferenças em diferenças com

14. Para mais detalhes, ver, entre outros, Cleveland e Devlin (1988); Jones, Davies e Park (1994); e Loader (1999).

matching (DDM). Este método lida com potenciais vieses de autosseleção por atributos observados variantes entre municípios e no tempo e atributos não observados fixos no tempo, e garante maior comparabilidade entre tratados e não tratados (Heckman, Ichimura e Todd, 1997; 1998).¹⁵

As estimações dos efeitos médios da privatização são realizadas em dois estágios. No primeiro estágio, é obtido um grupo de controle com municípios comparáveis em atributos observados aos do grupo de tratamento (contrafactual). Para isso, são realizados pareamentos por *propensity score matching* (PSM). Por se tratar de probabilidades condicionais, utiliza-se o método *probit* em estimações baseadas em (1):

$$Prob(D_i^s = 1|X_i) = P(X_i) = \alpha_0^s + \alpha_1^s X_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

sendo α_0^s a constante; α_1^s os coeficientes do vetor de variáveis explicativas X_i ; e ε_i o erro.

Como há casos de privatização de apenas um serviço, a equação (1) é estimada para cada serviço, em consonância com o intuito de avaliar efeitos sobre o acesso tanto a abastecimento de água como a coleta de esgoto. Ressalta-se que, nesse estágio, não são discriminadas as formas de privatização no saneamento básico brasileiro. Assim, o termo D_i^s representa a variável dependente binária igual a 1 se o município i privatizou o serviço s (água ou esgoto) entre 1991 e 2010, período que compreende os três últimos anos (1991, 2000 e 2010) com Censo Demográfico no Brasil, que é a única fonte de dados a partir dos quais é possível calcular os indicadores de acesso considerados para todos os municípios.

Ao longo do período, 183 municípios privatizaram o abastecimento de água e 175, a coleta de esgoto (tabela 2), o que representava menos de 4% dos municípios brasileiros existentes em 2010 (tabela 1). Tal fato ressalta a importância do PSM inicial para garantir maior comparabilidade entre os grupos de tratamento e de controle. A identificação dos municípios com privatização (e o tipo) e provisão pública é realizada com dados do SNIS e da ABCON.

Segundo Heckman, Ichimura e Todd (1998), no pareamento por PSM, devem ser considerados atributos observados que podem afetar tanto o *status* do tratamento (privatização ou não) como seus possíveis resultados. De acordo com Caliendo e Kopeinig (2005), para evitar problemas de endogeneidade, são preferíveis atributos fixos no tempo ou referentes a períodos anteriores ao do início do tratamento. Ademais, uma variável deve ser descartada somente se houver consenso

15. A privatização é analisada como um tratamento, sendo a discussão fundamentada pela literatura derivada do modelo Roy-Rubin (Roy, 1951; Rubin, 1974; 1978). Tratados são os municípios que privatizaram e não tratados são aqueles que mantiveram provisão pública. O viés de autosseleção refere-se à possibilidade de a seleção ao tratamento não ser independente de seus resultados potenciais (Caliendo e Kopeinig, 2005; Angrist e Pischke, 2009). Assim, municípios com provisão pública não são contrafactuais adequados para os municípios que privatizaram os serviços de saneamento básico.

de que não determina o resultado. Bryson, Dorsett e Purdon (2002) apontam, ainda, que a inclusão de variáveis não significativas não enviesia as estimações.

Seguindo essas recomendações, são empregadas as variáveis explicativas (X_i) do quadro 1, que correspondem a *proxies* para atributos apontados pela literatura como potenciais determinantes da privatização e/ou do acesso a saneamento no país. Ademais, algumas delas buscam controlar incentivos distintos das especificidades institucionais e do setor. As variáveis são fixas no tempo ou medidas com dados do Censo Demográfico de 1991 (IBGE, 1991); ou seja, três anos antes da primeira privatização no setor (tabela 2).

QUADRO 1
PSM: descrições das variáveis explicativas X_i

Variáveis	Descrições
Acesso água	Domicílios com abastecimento de água (rede geral)/domicílios totais
Acesso esgoto	Domicílios com coleta de esgoto (rede geral)/domicílios totais
Renda <i>per capita</i>	Rendimento domiciliar mensal <i>per capita</i> médio (R\$ 2 mil)
Automóvel	Pessoas com veículo de passeio ou utilitário/população total
Energia e geladeira	Pessoas com energia elétrica e geladeira (ou <i>freezer</i>)/população total
Telefone	Pessoas com telefone/população total
Taxa de urbanização	População residente em áreas urbanas/população total
População	População residente total (milhares de habitantes)
Jovens	População abaixo de 19 anos/população total
Idosos	População acima de 60 anos/população total
Capital	<i>Dummy</i> igual a 1 em capitais estaduais ou na capital federal
Região metropolitana	<i>Dummy</i> igual a 1 em municípios de regiões metropolitanas
Tocantins	<i>Dummy</i> igual a 1 em municípios do estado do Tocantins
Mato Grosso	<i>Dummy</i> igual a 1 em municípios do estado de Mato Grosso

Fonte: IBGE (1991).
Elaboração dos autores.

Por serem o foco das análises deste estudo (resultados avaliados), é importante que o *matching* considere os acessos anteriores à privatização. Reforça tal argumento o fato de a hipótese de identificação do método de diferenças em diferenças ser a existência de tendência comum do resultado condicionado, sendo os tratados desviados desta tendência devido ao tratamento (Heckman, Ichimura e Todd, 1997; 1998). Ademais, condições anteriores podem influenciar a privatização (Ménard e Saussier, 2000). O *acesso água* é controlado apenas para as privatizações deste serviço, sendo o mesmo realizado com o *acesso esgoto*.

Evidências mostram maior acesso a saneamento no Brasil à medida que aumentam a população, a urbanização e a renda *per capita* dos municípios.

A explicação é que tais atributos afetam custos, retornos e, assim, a viabilidade econômica (Rezende *et al.*, 2007; Picazo-Tadeo *et al.*, 2012; Saiani, Toneto Júnior e Dourado, 2013). Ademais, na ausência de dados fiscais municipais para todos os anos analisados, tais variáveis também são *proxies* para as capacidades de arrecadar e investir (Gomes e MacDowell, 2000; Galiani, Gertler e Schargrotsky, 2005). Aspectos fiscais são apontados como motivadores de privatizações (Dweck, 2000).

Outra motivação é o ganho de eficiência (Megginson e Netter, 2001). A população é uma *proxy* geralmente utilizada para controlar tal aspecto, partindo-se do pressuposto de que quanto mais elevado o número de usuários, maior tende a ser a capacidade de arrecadar e investir, ao mesmo tempo que há economias de escala e densidade no setor (Ménard e Saussier, 2000; Picazo-Tadeo *et al.*, 2012). Estes fatores justificam os controles pelas variáveis *renda per capita*, *população*, *jovens*, *idosos* e *taxa de urbanização* e pelas *proxies* de riqueza (ou consumo) – *automóvel*, *energia* e *geladeira e telefone*.

Em relação às variáveis *jovens* e *idosos*, deve-se destacar, ainda, que a demanda por serviços públicos em um local tende a ser influenciada por sua estrutura etária (Case, Rosen e Hines Junior, 1993). Em municípios com grande concentração de jovens e idosos, pode existir maior pressão por investimentos em saneamento básico, pois essas são faixas etárias mais vulneráveis às doenças associadas a inadequações no setor (Heller, 1997). Além disso, os não jovens e não idosos (ou seja, os adultos) contribuem mais para a arrecadação tributária.

Para controlar possíveis efeitos de especificidades institucionais, são inseridas as *dummies capital*, *região metropolitana*, *Tocantins* e *Mato Grosso*. Em muitos municípios, a provisão é realizada por Cesbs controladas por governos estaduais (tabela 1). Desse modo, a privatização pode ser mais difícil politicamente em capitais estaduais ou na capital federal. Nos anos 1990, a Cesb do Tocantins foi privatizada; em 2000, a Cesb do Mato Grosso foi extinta. Municípios destes estados podem ter maior incentivo a privatizar, pois não há a opção pela concessão estadual. Por outro lado, o incentivo pode ser menor nas regiões metropolitanas, em função da já comentada indefinição da titularidade dos serviços.

A presença de provisão estadual pode resultar em atributos não observados que estimulam a privatização em alguns estados e inibem em outros. Para lidar com esta possibilidade, são considerados somente municípios dos doze estados com pelo menos um caso de privatização dos serviços de saneamento básico analisados.¹⁶ Acredita-se que, dessa forma, é garantida maior comparabilidade entre os tratados e os não tratados.

16. Amazonas, Pará, Tocantins, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Ao considerar somente estes doze estados, a amostra se reduz de mais de 5,5 mil para aproximadamente 2,6 mil municípios.

Uma discussão detalhada dos resultados das estimações baseadas na equação (1), apresentados na tabela A.1 do apêndice A, foge do escopo deste estudo. Deve-se apenas apontar que, no geral, corroboram o esperado pelas justificativas dadas para as variáveis explicativas, embasadas pela literatura e por especificidades institucionais e do setor. Assim, sugerem que as privatizações foram determinadas por atributos municipais que afetam custos e capacidade de investir, bem como por incentivos institucionais e setoriais.

Os *propensity scores* são usados para parear municípios dos grupos de tratamento e controle. Conforme a proposta para o método de diferenças em diferenças com *matching* de Heckman, Ichimura e Todd (1997; 1998), adota-se o algoritmo de *kernel* nos pareamentos e são considerados apenas municípios no suporte comum, seguindo Lee (2013).¹⁷ Para avaliar se os resultados são sensíveis à estratégia de pareamento, em estimações adicionais, este é realizado pelo algoritmo do *nearest neighbour* (“vizinho mais próximo”).¹⁸

A proposta de Rosenbaum e Rubin (1985) é adotada para averiguar a qualidade dos pareamentos: testes *t* de diferenças de médias entre os grupos de tratamento e de controle para cada uma das variáveis explicativas (quadro 1) antes e após o *matching*. A hipótese nula é que a diferença das médias entre os grupos seja igual a zero. Se a estatística *t* for significativa, as médias são estatisticamente diferentes. O ideal é que, após o pareamento, não persistam diferenças. As tabelas A.2 e A.3 do apêndice A mostram que isto ocorre em quase todas as variáveis, sugerindo comparabilidade dos grupos em atributos observados.

Diferenças em atributos não observados variantes entre municípios e fixos no tempo (efeitos fixos) são controladas, no segundo estágio do método de DDM, em estimações com dados em painel baseadas na equação (2) – com efeitos fixos pelo estimador *within* e erros-padrão robustos por *clusters* (Cameron, Gelbach e Miller, 2008; Angrist e Pischke, 2009). Temos, então:

$$A_{it}^S = \gamma_0^S + \gamma_1^S \text{Concessão Privada}_{it}^S + \gamma_2^S \text{Concessão Híbrida}_{it}^S + \gamma_3^S W_{it} + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

sendo γ_0^S a constante; γ_1^S e γ_2^S os coeficientes associados às variáveis explicativas de interesse; γ_3^S os coeficientes associados ao vetor de covariadas W_{it} ; T_t um vetor de *dummies* anuais; μ_i os efeitos fixos; e ϵ_{it} o erro.

17. Na verdade, são impostas a condição de distância máxima entre os *scores* dos tratados e dos não tratados (*bandwidth* = 0,06) e o suporte comum (exclusão dos municípios não tratados com *propensity scores* inferiores ao mínimo e superiores ao máximo dos tratados). Para mais detalhes, ver, entre outros, Heckman, Ichimura e Todd (1997; 1998); Caliendo e Kopeinig (2005); e Angrist e Pischke (2009).

18. Por *kernel*, o contrafactual é construído pela média ponderada de todos os não tratados (respeitando-se as condições de *bandwidth* de 0,06 e suporte comum). Os pesos são inversamente proporcionais à distância entre os *propensity scores* de cada não tratado e do tratado para o qual o contrafactual é calculado. No *nearest neighbour*, com reposição e no suporte comum, cada tratado é pareado ao não tratado mais próximo em termos de *propensity scores*. É atribuído peso zero aos municípios não tratados e não pareados, e aqueles pareados a mais de um município tratado recebem pesos superiores a 1, que variam segundo o número de vezes em que são utilizados (Caliendo e Kopeinig, 2005).

As variáveis dependentes (A_{it}^s) são os indicadores de acesso ao serviço s (água ou esgoto) do município i no ano t analisados na seção anterior (tabela 3): *acesso total*, *acesso no 1º quintil*, *acesso no 2º quintil*, *acesso no 3º quintil*, *acesso no 4º quintil*, *acesso no 5º quintil* e *desigualdade de acesso*. Estes indicadores são calculados com informações dos três últimos Censos Demográficos do IBGE (1991).¹⁹ Com esse conjunto de variáveis dependentes, é possível avaliar efeitos heterogêneos da privatização no acesso a saneamento conforme a renda dos usuários e, conseqüentemente, na equidade de acesso intramunicipal. Ademais, dessa forma, o estudo contribui para a literatura empírica, que não é conclusiva quanto aos “vencedores” e “perdedores” da privatização no saneamento (Estache, Gomez-Lobo e Leipziger, 2001; Estache, Foster e Wodon, 2002; Clarke, Kosec e Wallsten, 2004; Prasad, 2006; Granados e Sánchez, 2014).

Como já comentado, as privatizações no saneamento brasileiro são classificadas em duas modalidades. Nas estimações, tal divisão é realizada por meio das variáveis citadas a seguir.²⁰

- *concessão privada* $_{it}^s$: *dummy* igual a 1 se o serviço (s) de saneamento em análise (abastecimento de água ou coleta de esgoto) for provido, no município i e no ano t , por uma concessão privada.
- *concessão híbrida* $_{it}^s$: *dummy* igual a 1 se o serviço (s) de saneamento em análise (abastecimento de água ou coleta de esgoto) for provido, no município i e no ano t , pela concessão híbrida.

Entre 1991 e 2010, as concessões privadas do abastecimento de água ocorreram em sessenta municípios e as da coleta de esgoto, em 65 municípios; por seu turno, a concessão híbrida passou a prover estes serviços em, respectivamente, 123 e 110 municípios (tabelas 1 e 2). No primeiro ano, só existia provisão pública; ou seja, em todos os municípios, as *dummies* concessão privada e concessão híbrida são iguais a zero em 1991. Tal fato viabiliza o método de DDM, que exige a existência de dados dos tratados ao menos em um ano anterior ao do tratamento. Ademais, como destacam Galiani, Gertler e Schargrodsky (2005) para o caso do saneamento na Argentina, variações da provisão no tempo e no espaço (horizontal e longitudinal) são um potencial instrumento para a identificação de efeitos causais das privatizações.

Os termos γ_1^s e γ_2^s representam, respectivamente, os efeitos médios estimados das concessões privadas e híbridas. A tabela A.4 do apêndice A mostra que, de 1991 a 2010, os acessos totais e por quintis aumentaram, na média, nas três modalidades de provisão (concessão privada, concessão híbrida e pública) e, no

19. Sobre os Censos 2000 e 2010, ver: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: maio 2024.

20. Por diferenças em diferenças, é possível considerar mais de um *status* de tratamento (Angrist e Pischke, 2009); no caso, as privatizações (tratamento) são desagregadas em concessões privadas e híbridas.

geral, a desigualdade de acesso se reduziu. Portanto, um efeito positivo denota que, na média, municípios que adotaram a forma de privatização em análise atingiram nível de acesso (ou desigualdade de acesso) maior do que alcançariam com provisão pública; por sua vez, um efeito negativo significa que, na média, municípios que adotaram a forma de privatização em discussão atingiram nível de acesso (ou desigualdade de acesso) menor do que obteriam com provisão pública.

Para tentar garantir que os efeitos decorram mesmo da mudança da provisão, e não de variações concomitantes de outros fatores, são inseridas as covariadas (W_{it}) do quadro 2. Estas foram escolhidas por serem apontadas na literatura como determinantes do acesso no país e/ou da privatização (potencialmente lidando, assim, com viés de autosseleção por atributos variantes entre municípios e no tempo). Justificativas para *renda per capita*, *população* e *urbanização* já foram discutidas, pois também são consideradas no PSM.

QUADRO 2

Painel: descrições e fontes das covariadas W_{it}

Variáveis	Descrições	Fontes
Renda <i>per capita</i>	Rendimento domiciliar mensal <i>per capita</i> médio (R\$ 2 mil)	IBGE
População	População residente total (milhares de habitantes)	IBGE
Taxa de urbanização	População residente em áreas urbanas/população total	IBGE
Densidade	População residente/área (habitantes por Km ²)	IBGE
Área	Área total (1 mil Km ²)	IBGE
Emprego	Empregos formais/população economicamente ativa (PEA)	MTE
Grau de instrução	Empregos formais com ensino médio completo ou mais/empregos formais	MTE

Elaboração dos autores.

Obs.: MTE – Ministério do Trabalho e Emprego.

A variável *densidade* controla efeitos de economias de aglomeração. Os custos da provisão podem ser afetados pela extensão territorial, controlada pela *área*, que também pode captar impactos de possíveis desmembramentos de distritos (Gomes e MacDowell, 2000). O desemprego resulta em desigualdade de renda e maior parcela da população na pobreza (Wennemo, 1993), o que pode influenciar o acesso. A *proxy emprego* controla este potencial impacto. Rezende *et al.* (2007) mostram que o nível educacional é um determinante do acesso a saneamento no Brasil, o que justifica a *proxy grau de instrução*.

Ainda com relação à equação (2), o termo T_t corresponde a um vetor de *dummies* anuais (2000 e 2010, sendo 1991 a base de comparação), importante para controlar efeitos de atributos não observados fixos entre os municípios, mas variantes no tempo (alterações institucionais, por exemplo), e o termo μ_i representa os efeitos fixos de cada município.

A estratégia de identificação por diferenças em diferenças com *matching* em painel de efeitos fixos adotada é complementada por estratégias adicionais (testes de robustez e investigações de efeitos heterogêneos), com a finalidade de mitigar potenciais problemas advindos de variações de atributos não observados que determinam a dinâmica do acesso e que podem estar correlacionados com a decisão de conceder os serviços de saneamento a operadores privados. Assim, espera-se garantir evidências mais robustas que permitam atribuir causalidade à modalidade de provisão do serviço de saneamento em análise.

A primeira estratégia (teste de placebo) consiste em estimações adicionais, ainda por DDM, baseadas na equação (3), com dados apenas de 1991 e 2000 e considerando os municípios que adotaram uma das modalidades de privatização entre estes anos e os que mantiveram provisão pública, mas diferenciando neste último grupo aqueles que optaram pela privatização depois de 2000. Para isso, são utilizadas as variáveis descritas a seguir.

$$A_{it}^s = \gamma_0^s + \gamma_1^s \text{Concessão Privada}_{it}^s + \gamma_2^s \text{Concessão Híbrida}_{it}^s + \gamma_3^s W_{it} + \gamma_4^s \text{Privada Após}_{it}^s + \gamma_5^s \text{Híbrida Após}_{it}^s + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

sendo:

- *privada após*_{it}^s: uma *dummy* igual a 1 em 2000 se, após este ano, o serviço (s) em análise (abastecimento de água ou coleta de esgoto) passou a ser provido no município *i* por uma concessão privada; e
- *híbrida após*_{it}^s: uma *dummy* igual a 1 em 2000 se, após este ano, o serviço (s) em discussão (abastecimento de água ou coleta de esgoto) passou a ser provido no município *i* pela concessão híbrida.

Assim, nessas estimações, os municípios com determinada privatização após 2000 são considerados como contrafactuais (placebos) para aqueles que privatizaram na mesma modalidade entre 1991 e 2000. Parte-se do pressuposto de que municípios que adotaram uma das formas de concessão (privada ou híbrida), mesmo que em momentos distintos, possuem atributos não observados mais similares que influenciam a decisão por privatizar e as evoluções dos acessos. A estratégia possibilita, então, comparar estas evoluções em municípios que tendem a ser mais semelhantes em termos de atributos não observados.

Os efeitos associados à variável *concessão privada* (γ_1^s) são confrontados aos coeficientes estimados da variável *privada após* (γ_4^s); e os efeitos associados à variável *concessão híbrida* (γ_2^s) são comparados aos coeficientes da variável *híbrida após* (γ_5^s). Se as variações médias dos acessos forem diferentes entre os pares de municípios (ou seja, para cada modalidade de privatização, entre aqueles que concederam o serviço à iniciativa privada de 1991 a 2000 e aqueles que fariam isso posteriormente), os efeitos estimados podem ser atribuídos, com maior robustez, ao tipo

de privatização em análise. Caso contrário, é possível que decorram de atributos não observados, variantes no tempo e entre os municípios, que afetam o acesso independentemente da forma de provisão.

A segunda estratégia consiste em estimações, também com dados apenas de 1991 e 2000, desconsiderando municípios que mantiveram a provisão pública até 2010. Dessa forma, não é realizado o *matching* inicial, sendo utilizado o método de diferenças em diferenças “tradicional” em painel com efeitos fixos (DD) para regressões de modelos baseados nas equações (4) e (5) – exclusivas, respectivamente, para as concessões privada ou híbrida.

$$A_{it}^S = \gamma_0^S + \gamma_1^S \text{Concessão Privada}_{it}^S + \gamma_3^S W_{it} + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}; e \quad (4)$$

$$A_{it}^S = \gamma_0^S + \gamma_2^S \text{Concessão Híbrida}_{it}^S + \gamma_3^S W_{it} + T_t + \mu_i + \epsilon_{it}. \quad (5)$$

Assim, nessas estimações, os municípios que adotaram um tipo de privatização após 2000 formam o contrafactual (placebo) para aqueles que optaram pelo mesmo tipo antes de 2000. Como na estratégia anterior, supõe-se que os pares de municípios são mais semelhantes em atributos não observados variantes no tempo que determinam a forma de provisão e/ou o acesso. Desse modo, coeficientes (γ_1^S e γ_2^S) significativos sinalizam variações estatisticamente distintas, sendo uma evidência favorável à atribuição de causalidade.

O quadro 3 resume as estimações até aqui discutidas, que são segmentadas em seis especificações para facilitar as análises dos resultados. A *especificação I* representa as estimações por diferenças em diferenças com *matching* pelo algoritmo de *kernel* (DDM-K) e dados de 1991, 2000 e 2010. A *especificação II* é o primeiro teste de robustez (estimções por DDM-K com dados de 1991 e 2000 e os municípios que privatizaram o saneamento após 2000 como placebo). As *especificações III* e *IV* correspondem ao segundo teste de robustez (dados de 1991 e 2000, estimções por DD específicas para cada forma de privatização e placebo). As *especificações V* e *VI* são semelhantes às *I* e *II*, respectivamente, mas com *matching* pelo algoritmo do *nearest neighbour* (DDM-NN).

Por sua vez, para investigar possíveis efeitos das privatizações na desigualdade de cobertura dos serviços de saneamento básico entre as municipalidades, são realizadas estimções para três conjuntos de municípios, segmentados segundo faixas de atendimento em 1991 (isto é, antes das privatizações): acesso disponível em *menos de 25%* dos domicílios; *de 25% a 50%* dos domicílios; e *mais de 50%* dos domicílios. As variáveis dependentes (A_{it}^S) são os já apontados indicadores municipais de acesso total e de desigualdade de acesso.

QUADRO 3
Resumo das especificações adotadas nas estimações

Especificações/características	I	II	III	IV	V	VI
Método de diferenças em diferenças com <i>matching</i> (DDM)	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Pareamento por <i>kernel</i>	Sim	Sim	Não	Não	Não	Não
Pareamento por <i>nearest neighbour</i>	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim
Método de diferenças em diferenças “tradicional” (DD)	Não	Não	Sim	Sim	Não	Não
Período: 1991, 2000 e 2010	Sim	Não	Não	Não	Sim	Não
Período: apenas 1991 e 2000	Não	Sim	Sim	Sim	Não	Sim
Municípios com concessão privada	Sim	Sim	Sim	Não	Sim	Sim
Variável <i>privada após</i> (placebo)	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
Municípios com concessão híbrida	Sim	Sim	Não	Sim	Sim	Sim
Variável <i>híbrida após</i> (placebo)	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim
Municípios com provedores públicos (grupo de controle)	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
Covariadas, constantes e <i>dummies</i> anuais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON SINDCON (2023).

Elaboração dos autores.

Com essa segmentação, é avaliado se os efeitos da privatização são heterogêneos segundo a situação inicial (que pode ser um indicativo da capacidade do município de investir em saneamento). Conforme a magnitude (e a significância) dos coeficientes em cada segmento, pode-se proceder a inferências em relação aos efeitos da privatização na desigualdade de acesso aos serviços entre os municípios. Em síntese, se a privatização for associada a efeitos de aumento (ou redução) do acesso nos municípios com piores condições prévias e a efeitos pouco relevantes naqueles com melhores condições, trata-se de uma evidência de que a provisão privada reduz (ou aumenta) a desigualdade de acesso intermunicipal.

Nessas estimações, como o pareamento entre os tratados e não tratados é realizado apenas por uma dimensão (acesso em 1991), é usado o método de DD “tradicional” para as quatro primeiras especificações do quadro 3 (substituindo-se o DDM pelo DD nas duas primeiras). Nota-se uma limitação na tabela A.5 do apêndice A: os municípios com dado provedor privado (antes ou após 2000), em algumas faixas de acesso de 1991, são poucos ou inexistentes, o que pode afetar as significâncias ou inviabilizar algumas regressões.

Para a amostra completa (*especificação I*) e as subamostras segundo as situações iniciais, são feitos outros testes de robustez para garantir maior confiança na atribuição de causalidade aos possíveis efeitos estimados. O primeiro teste consiste na estimação, por DD, de modelos baseados na equação (4), nos quais constam

dummies privatizações “defasadas” (*lags*), que assumem o valor 1 no município i no momento imediatamente anterior ($t - 1$) à concessão (Clarke e Schythe, 2020). Com a vantagem de não ter que segmentar o período, este teste cumpre papel semelhante ao do teste de placebo: avaliar se atributos variantes entre os municípios e no tempo já não determinavam tendências distintas do acesso e da desigualdade de acesso anteriormente às mudanças das provisões. Temos então que:

$$A_{it}^s = \gamma_0^s + \gamma_1^s \text{Concessão Privada}_{it}^s + \gamma_2^s \text{Concessão Híbrida}_{it}^s + \gamma_3^s W_{it} + \gamma_6^s \text{Privada Defasada}_{it-1}^s + \gamma_7^s \text{Híbrida Defasada}_{it}^s + T_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (6)$$

sendo:

- *privada defasada* $_{it-1}^s$: uma *dummy* igual a 1 em $t - 1$ se, em t , o serviço (s) em análise (abastecimento de água ou coleta de esgoto) passou a ser provido no município i por uma concessão privada; e
- *híbrida defasada* $_{it-1}^s$: uma *dummy* igual a 1 em $t - 1$ se, em t , o serviço (s) em discussão (abastecimento de água ou coleta de esgoto) passou a ser provido no município i pela concessão híbrida.

Ademais, é implementado um teste de falsificação (Gertler *et al.*, 2018): estimações de modelos baseados na equação (2), por DD, nos quais as variáveis dependentes (A_{it}^s) passam a ser indicadores municipais de acesso total e desigualdade de acesso à coleta de lixo. Os dados também são oriundos dos Censos do IBGE, sendo considerado como acesso se o domicílio tem seu lixo coletado regularmente por serviços de limpeza, diretamente ou via caçambas. A coleta de lixo é um dos serviços de manejo de resíduos sólidos, que, tal como o abastecimento de água e o esgotamento sanitário, é classificado como um serviço de saneamento básico, sendo a titularidade também municipal (Brasil, 2007). Tais fatores justificam a escolha da coleta de lixo para o teste proposto. Assim, é averiguado se os possíveis efeitos aqui encontrados ocorrem somente nos serviços privatizados ou decorrem de atributos não observados que impactam o acesso a saneamento em geral.

O último teste de robustez é o de randomização da variável *tratamento*, que consiste na escolha aleatória de um grupo de municípios para comparar as evoluções médias das variáveis dependentes nestes e nos municípios efetivamente tratados. Se forem distintas, é uma evidência favorável à atribuição de causalidade. Considerando-se que as privatizações dos serviços de saneamento analisados ocorreram em pouco menos de 4% dos municípios brasileiros entre 1991 e 2010 (tabelas 1 e 2), opta-se por selecionar, de forma aleatória, 2% dos municípios em 2000 e outros 2% em 2010. Desse modo, em estimações baseadas na equação (2), por DD, nos primeiros 2% selecionados, a *dummy tratamento* é igual a 1 em 2000 e em 2010; nos 2% adicionais, a mesma *dummy* é igual a 1 apenas em 2010.

4 ANÁLISES DOS RESULTADOS: EFEITOS DAS PRIVATIZAÇÕES SOBRE O ACESSO A SANEAMENTO

A seguir, são analisados os resultados de interesse para este estudo; ou seja, aqueles que permitem averiguar efeitos da privatização no acesso a saneamento básico no Brasil.²¹ De um modo geral, como se nota nas tabelas 4 e 5, a concessão privada está associada a um efeito positivo e robusto no acesso à coleta de esgoto e a um efeito negativo, porém não robusto, no acesso ao abastecimento de água. Na *especificação I*, que avalia o período de 1991 a 2010 por DDM-K, a concessão privada tem efeito negativo e significativo no acesso total à rede de água – o que também é constatado na *especificação V* (DDM-NN).

TABELA 4
Efeitos das privatizações sobre o acesso total a abastecimento de água

Variáveis/especificações	Abastecimento de água					
	I	II	III	IV	V	VI
Concessão privada	-8,199* (2,421)	-15,017* (3,313)	-5,042 (4,186)	-	-8,499* (2,337)	-14,521* (3,761)
Privada após	-	-10,728** (4,399)	-	-	-	-11,852** (4,574)
Concessão híbrida	8,164* (2,845)	4,397 (3,664)	-	-2,298 (4,43)	8,068* (2,734)	4,683 (3,774)
Híbrida após	-	8,725 (5,558)	-	-	-	11,991** (5,654)
Observações	8.361	5.574	104	138	531	354
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024);

SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorical/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

Contudo, tal efeito não é robusto, uma vez que é também observado no respectivo placebo, ou seja, na variação do acesso ao serviço entre 1991 e 2000 nos municípios que realizaram concessões privadas após 2000 – *especificações II* (DDM-K) e *VI* (DDM-NN). Verifica-se, ainda, um coeficiente negativo, mas não significativo, com o grupo de controle composto apenas por municípios com provisão privada após 2000 (*especificação III*). Portanto, considerando-se estes testes de robustez, os resultados sugerem que o efeito médio negativo pode não decorrer (ou, pelo menos, não apenas) da concessão privada.

21. Para fins de exposição, estão omitidos, nas tabelas de resultados, os coeficientes estimados associados às covariadas. Estes podem ser solicitados aos autores.

Na coleta de esgoto, o efeito médio positivo e significativo da concessão privada no nível de acesso total, observado para o período de 1991 a 2010 – *especificações I e V* (DDM-K e DDM-NN, respectivamente) –, é robusto pelos testes de robustez reportados. Isto porque, de 1991 a 2000, também é observado um efeito médio positivo e significativo no acesso total ao serviço e um coeficiente negativo para os municípios que adotaram a provisão privada após 2000, que são usados como placebo – *especificações II* (DDM-K) e *VI* (DDM-NN). Também quando apenas estes municípios formam o grupo de controle, o efeito da concessão privada permanece positivo e significativo (*especificação III*).

TABELA 5
Efeitos das privatizações sobre o acesso total a coleta de esgoto

Variáveis/especificações	Coleta de esgoto					
	I	II	III	IV	V	VI
Concessão privada	6,188** (2,622)	10,671** (4,493)	17,311* (5,080)	-	5,705*** (3,201)	9,762* (5,361)
Privada após	-	-3,232*** (1,858)	-	-	-	-3,413 (2,922)
Concessão híbrida	-3,95* (1,526)	-4,015* (1,421)	-	-0,159 (0,405)	-4,976** (2,512)	-5,233*** (3,151)
Híbrida após	-	-4,258* (1,613)	-	-	-	-5,683 (3,532)
Observações	8.370	5.580	112	132	537	358
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

Para os municípios que concederam o abastecimento de água na forma híbrida (em que o controle da empresa é privado, mas o Estado retém participação acionária e direitos de veto e de indicação de diretoria de planejamento), não existem evidências robustas de desempenho distinto daqueles observados na provisão pública. Para o período de 1991 a 2010 – *especificações I* (DDM-K) e *V* (DDM-NN) –, há um efeito positivo e significativo no acesso ao abastecimento de água e um efeito negativo na coleta de esgoto. Contudo, ambos os efeitos não sobrevivem a dois dos testes de robustez reportados (*especificações II, III, IV e VI*), seja por perderem significância, seja pela variação semelhante no placebo (municípios com provisão híbrida depois de 2000). Assim, pelos resultados já apontados, não é robusta a interpretação do coeficiente da concessão híbrida como um efeito causal.

Em síntese, o resultado mais robusto é o efeito médio positivo da concessão privada no acesso total a coleta de esgoto: é da ordem de 6,1 p.p. em comparação aos demais municípios para o período todo (*especificação I*) e de 17,3 p.p., de 1991 a 2000, em relação àqueles que também passaram a ter concessão privada, mas após 2000 (*especificação II*). A média do indicador municipal de acesso total a esgoto no período é de 23,83%, de modo que 6,1 p.p. correspondem a um aumento médio de 25,60% no acesso total ao serviço. Os outros resultados das tabelas 4 e 5, se não refutam integralmente a atribuição de causalidade, não a reforçam, sugerindo que outras variações significativas podem decorrer de atributos municipais não observados que influenciam a dinâmica do acesso total, independentemente do tipo de provisão.

O segundo grupo de resultados, apresentado nas tabelas 6 e 7, corresponde aos efeitos heterogêneos das concessões dos serviços de saneamento básico conforme a renda dos usuários (quintis de rendimento domiciliar *per capita*), o que permite inferências mais precisas sobre os efeitos distributivos que pautam o debate sobre privatização de serviços de utilidade pública. Nota-se, na tabela 6, que a concessão privada é associada a efeitos médios negativos e significativos no acesso ao abastecimento de água em todos os quintis, tanto de 1991 a 2010 como de 1991 a 2000 (*especificações I e II*, respectivamente).

Porém, pelos testes de robustez, os efeitos podem não decorrer da provisão privada, pois os coeficientes dos municípios que a adotaram após 2000 também são negativos e significativos (*especificação II*) e, quando somente eles formam o grupo de controle, são não significativos (*especificação III*). Ainda assim, verifica-se que o coeficiente associado ao placebo (*especificação II*) é consideravelmente menor para o quintil de maior renda, o que é uma evidência, ainda que pouco robusta, de que a privatização está associada a um menor acesso nos segmentos de alta renda na comparação com o provimento público.

Em relação à concessão híbrida no abastecimento de água, há efeitos positivos e significativos nos 3º, 4º e 5º quintis (*especificações I e II*). Porém, do mesmo modo que no total, tais resultados não sobrevivem aos testes de robustez. Os coeficientes dos municípios que adotaram tal privatização após 2000 também são positivos, e alguns deles significativos (*especificação II*); e, com apenas estes no grupo de controle, as variações nos municípios com privatização antes e depois de 2000 não diferem estatisticamente (*especificação IV*).

TABELA 6
Abastecimento de água: efeitos das privatizações sobre o acesso, por quintis de rendimento domiciliar

Variáveis/ quintis/ especificações	1º quintil		2º quintil		3º quintil		4º quintil		5º quintil	
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
Concessão privada	-8,226** (3,359)	-12,566* (4,775)	-10,897* (3,955)	-20,419* (5,673)	-9,708* (3,079)	-18,273* (4,265)	-6,778** (2,888)	-11,324* (3,734)	-6,500** (2,596)	-12,952* (3,579)
Privada após	-	-12,851** (5,972)	-	-19,369* (7,456)	-	-14,540** (5,792)	-	-4,773*** (2,649)	-	-2,579*** (1,282)
Concessão híbrida	3,055 (4,407)	-2,395 (6,098)	4,805 (5,336)	-2,367 (7,435)	8,752** (3,895)	4,455 (5,253)	13,353* (3,375)	12,852* (3,901)	10,778* (3,221)	9,640* (3,647)
Híbrida após	-	-1,750 (7,478)	-	5,264 (9,382)	-	8,816 (7,230)	-	15,613** (6,074)	-	16,009** (6,281)
Especificações	III		IV		III		IV		III	
Concessão privada	-3,043 (4,688)	-	-3,901 (3,911)	-	-4,754 (4,555)	-	-5,485 (4,699)	-	-7,815 (4,910)	-
Concessão híbrida	-	5,665 (4,478)	-	-4,018 (5,629)	-	-4,932 (5,885)	-	-3,391 (5,983)	-	-4,822 (6,811)

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 7
Coleta de esgoto: efeitos das privatizações sobre o acesso, por quintis de rendimento domiciliar

Variáveis/ quintis/ especificações	1º quintil		2º quintil		3º quintil		4º quintil		5º quintil	
	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
Concessão privada	5,081** (2,364)	9,796** (3,806)	5,645** (2,542)	9,134** (4,369)	5,911** (2,768)	10,128** (4,796)	6,433** (2,828)	11,075** (4,867)	7,463** (3,274)	13,197** (5,170)
Privada após	-	-1,733*** (1,006)	-	-3,836** (1,942)	-	-3,288*** (1,918)	-	-3,281*** (1,858)	-	-3,838*** (2,231)
Concessão híbrida	-7,053* (1,954)	-4,759* (1,435)	-4,760* (1,526)	-4,401* (1,440)	-4,004* (1,549)	-4,061* (1,386)	-3,134** (1,553)	-3,460** (1,400)	-2,857*** (1,393)	-3,700** (1,558)
Híbrida após	-	2,978 (8,075)	-	-4,483* (1,708)	-	-3,981** (1,643)	-	-4,214* (1,535)	-	-3,830** (1,833)
Especificações	III		IV		III		IV		III	
Concessão privada	14,118* (4,870)	-	16,688* (5,140)	-	16,967* (5,569)	-	17,483* (5,314)	-	21,176* (5,896)	-
Concessão híbrida	-	-11,695 (8,401)	-	-0,624 (0,840)	-	-0,487 (0,464)	-	0,532 (0,471)	-	0,108 (0,910)

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

No caso dos efeitos da concessão privada sobre o acesso à rede de esgoto (tabela 7), o efeito positivo e robusto constatado no acesso total (tabela 5) é também observado em todos os cinco quintis. Ademais, esses efeitos são robustos pelos testes de robustez (*especificações II e III*). Já aqui se nota um resultado importante em termos dos efeitos distributivos da modalidade de privatização em análise. De um lado, ela está associada a um aumento médio substancial do acesso à rede de esgoto para todas os grupos de renda, o que tem impacto especialmente relevante nas populações mais pobres, cujas habitações tendem a ser mais sujeitas aos problemas derivados da exposição ao esgoto não tratado. De outro, o efeito de aumento médio do acesso à rede de esgoto é crescente conforme o grupo de renda, chegando a um acréscimo de 13,2 p.p. no quintil mais rico.

No caso da concessão híbrida, os resultados para todos os quintis, no geral, reforçam aqueles já observados no acesso total à coleta de esgoto. São observados efeitos negativos na coleta de esgoto nos cinco quintis, tanto na *especificação I* (1991 a 2010) como na *II* (1991 a 2000). Contudo, apenas no 1º quintil de rendimento domiciliar esses coeficientes diferem daqueles observados para o placebo (municípios com concessão híbrida depois de 2000), indicando que somente no caso dos mais pobres há uma evidência de que a concessão híbrida teria efeito de reduzir o acesso em comparação à provisão pública. Não se trata, porém, de resultado plenamente robusto, pois o efeito não é significativo apenas com os municípios com tal concessão após 2000 no grupo de controle (*especificação IV*).

Portanto, no geral, não há diferenças relevantes no acesso à água e ao esgoto entre a concessão híbrida e a provisão pública, o que não chega a surpreender, dado que o Estado compartilha a propriedade e direitos nessa forma de concessão. O resultado mais evidente e robusto, então, é o aumento do acesso à rede de esgoto quando há concessão privada, de aproximadamente 10 p.p. para todos os grupos de renda. Este efeito é, ademais, crescente conforme a renda, com um acréscimo de 3,4 p.p. entre o quintil mais rico e o mais pobre, uma evidência de que neste serviço a seletividade hierárquica pode ser maior na concessão privada do que no provimento estatal. Esta pode decorrer de uma cobrança mais efetiva nos serviços privados, que restringe os acessos dos pobres.

O terceiro grupo de resultados traz os efeitos da privatização do saneamento sobre indicadores de desigualdade de acesso. Conforme se nota nas tabelas 8 e 9, não há, no geral, evidências relevantes e robustas de que a privatização tenha afetado a desigualdade de acesso a saneamento. No caso do abastecimento de água, as concessões privadas e híbridas não são associadas a efeitos significativos em nenhuma das especificações.

TABELA 8
Efeitos das privatizações sobre a desigualdade de acesso a abastecimento de água

Variáveis/especificações	Abastecimento de água					
	I	II	III	IV	V	VI
Concessão privada	-1,726 (4,248)	-0,386 (5,902)	-4,772 (3,901)	-	-3,971 (4,004)	-1,626 (5,729)
Privada após	-	-10,272 (7,312)	-	-	-	-11,781*** (6,735)
Concessão híbrida	7,723 (5,909)	12,034 (7,801)	-	-10,487 (7,180)	9,665*** (5,442)	14,405*** (7,374)
Híbrida após	-	17,759*** (9,122)	-	-	-	19,697** (9,034)
Observações	8.361	5.574	104	138	531	354
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1^o maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1^o maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 9
Efeitos das privatizações sobre a desigualdade de acesso a coleta de esgoto

Variáveis/especificações	Coleta de esgoto					
	I	II	III	IV	V	VI
Concessão privada	2,381 (2,001)	3,401 (2,674)	7,058*** (4,209)	-	2,286 (2,269)	4,424 (3,150)
Privada após	-	-2,105 (2,118)	-	-	-	-1,256 (2,462)
Concessão híbrida	4,195* (1,382)	1,058 (0,821)	-	11,804 (8,758)	4,014** (1,642)	1,075 (1,658)
Híbrida após	-	-6,808 (8,000)	-	-	-	-7,593 (7,878)
Observações	8.370	5.580	112	132	537	358
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1^o maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1^o maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

Na desigualdade de acesso à coleta de esgoto, o coeficiente associado à concessão híbrida é positivo e significativo nas *especificações I* (DDM-K) e *V* (DDM-NN), mas não é robusto para ser interpretado como um efeito causal, dada a não significância nas demais especificações – testes de robustez (placebo). Por seu turno, a concessão privada é associada a um coeficiente médio positivo. Este, apesar de não significativo, pode decorrer da provisão privada, uma vez que o coeficiente dos municípios que a adotaram após 2000 é negativo, mas não significativo (*especificação II*) e, principalmente, com somente eles no grupo de controle, o coeficiente da privatização é positivo e significativo (*especificação III*).

Ademais, tal evidência de aumento da desigualdade de acesso à coleta de esgoto na concessão privada, embora pouco robusta pelos testes de robustez, é consistente com os resultados observados para cada um dos quintis de rendimento domiciliar (tabela 7), os quais sugerem impactos relevantes de crescimento do acesso em todos os quintis, mas ainda maior nos domicílios mais ricos (5º quintil). Em síntese, a provisão privada está associada a uma melhoria do acesso à rede coletora de esgoto em todas as faixas de renda, mas com sinais leves de aumento da desigualdade de acesso dentro de cada município.

O próximo conjunto de exercícios investiga os efeitos da privatização conforme a situação prevalecente antes da política, ou seja, a condição inicial de acesso às redes de água e esgoto (faixas de acesso em 1991). As tabelas 8 e 9 apresentam esses resultados para, respectivamente, os acessos totais e as desigualdades de acesso. Ao segmentar os municípios segundo a condição inicial, pretende-se averiguar efeitos heterogêneos das concessões na desigualdade de acesso intramunicipal, assim como na intermunicipal, o que é identificado se forem heterogêneos os efeitos estimados dos tipos de privatização.

O resultado mais evidente e interessante a destacar é o efeito positivo e robusto da concessão privada nos níveis de acessos totais, tanto ao abastecimento de água como à coleta de esgoto, para os municípios com piores condições iniciais, ou seja, situados na faixa inferior a 25% (tabela 10). Trata-se de efeito de elevada magnitude (em geral, superior a 10 p.p.) nos dois serviços de saneamento básico e justamente nos municípios mais desfavorecidos. Os coeficientes variam em magnitude nas diferentes especificações, mas são sempre elevados e significativos, atendendo aos dois testes de robustez; ou seja, ao teste de placebo e à comparação direta entre os municípios com concessão privada e aqueles que viriam a privatizar após 2000 (*especificações II e III*).

Os resultados do efeito médio da concessão privada para as faixas de municípios mais favorecidos (entre 25% e 50% e acima de 50%) são negativos, mas pouco robustos. Note-se que apenas na faixa de 25% a 50% os efeitos da concessão privada são negativos e confirmados pelo teste de placebo (*especificação II*), mas não são significantes quando apenas as concessões privadas posteriores compõem o controle (*especificação III*).²²

Tal resultado é especialmente interessante para a discussão dos efeitos distributivos da concessão privada de serviços de saneamento. Como o efeito é positivo e robusto para os municípios mais desfavorecidos e não positivo para os municípios mais favorecidos, a privatização de saneamento está associada a uma redução da desigualdade de acesso entre estes municípios. O mecanismo que está

22. Por insuficiência de municípios com situação inicial elevada de acesso a coleta de esgoto, os testes de robustez ficam comprometidos para esse serviço nas faixas de municípios relativamente mais favorecidos.

por trás do efeito parece ser mais decorrente da capacidade de atração de capital para municípios mais desfavorecidos, do que de uma mudança de incentivos, este um aspecto mais importante para os efeitos intramunicipais.

Confrontando-se os resultados da concessão privada nas tabelas 4, 5 e 10, é sugerido que os efeitos na amostra total são afetados pelos estágios de consolidação das coberturas, já que são similares (sinais) nos dois serviços nas mesmas situações iniciais. Na primeira faixa de acesso em 1991, os efeitos são positivos e atribuíveis com robustez à concessão. Nas demais faixas, os efeitos são negativos, sendo que na última pode não decorrer desta provisão. Tais evidências também estão de acordo com a hipótese da literatura, apontada na introdução deste texto, de que a situação do serviço anterior à privatização influencia seus efeitos.

Os resultados da concessão híbrida seguem o padrão já observado nas estimações anteriores, sem evidências robustas de um desempenho significativamente diferente da provisão pública. Ainda que a concessão híbrida, no caso do abastecimento de água, esteja associada a coeficientes positivos e significativos sobre o acesso total em todos os grupos de municípios segundo a situação inicial (*especificações I e II* da tabela 10), estes podem não ser efeitos decorrentes da privatização híbrida, pois os coeficientes do correspondente placebo também são positivos e significativos (*especificação II*). Além disso, se apenas estes compõem o grupo de controle, os efeitos não são significativos (*especificação IV*).

Um resultado semelhante também é observado no caso do acesso à coleta de esgoto. Como todos os municípios que concederam este serviço na forma híbrida possuíam, em 1991, acessos inferiores a 25%, só é possível realizar estimações para tal situação inicial. Na tabela 11, verifica-se que o coeficiente da concessão híbrida é negativo e significativo (*especificações I e II*). Porém, este pode não ser um efeito da provisão híbrida, dado que o coeficiente dos municípios que a adotaram após 2000 também é negativo e significativo (*especificação II*) e, com apenas estes no controle, não é significativo (*especificação IV*).

Quanto à desigualdade de acesso à rede de água, a tabela 11 mostra que a concessão privada é associada a coeficientes negativos em todas as situações iniciais. Estes, quando significativos, são apenas no período mais restrito de 1991 a 2000. Para a atribuição de causalidade, há apenas uma evidência favorável na faixa de acesso em 1991 intermediária (25% a 50%): nos municípios que adotaram tal concessão, reduziu-se de modo significativo a desigualdade de acesso à rede de água, não ocorrendo o mesmo naqueles com privatizações posteriores (*especificação II*). Ademais, com somente estes no controle, o coeficiente também é negativo, mas não é significativo (*especificação III*).

TABELA 10
Situações iniciais: efeitos das privatizações sobre o acesso total, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis/ acesso em 1991/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto							
	Menos de 25%		Mais de 50%		Menos de 25%		Mais de 50%					
	I	II	I	II	I	II	I	II				
	De 25% a 50%		De 25% a 50%		De 25% a 50%		De 25% a 50%					
Concessão privada	8,087** (3,996)	23,049* (3,054)	-7,451** (3,342)	-15,514* (4,514)	-5,092* (1,238)	-5,434* (1,625)	4,870** (2,041)	10,273** (4,012)	-11,259* (1,662)	-11,232* (1,533)	-3,397* (1,200)	-5,602** (2,304)
Privada após	-	-3,509*** (2,374)	-	5,081 (11,239)	-	-3,672* (1,239)	-	-8,095* (1,810)	-	-	-	-6,684* (1,968)
Concessão híbrida	11,700* (2,798)	13,720* (3,353)	9,767* (1,579)	10,167* (2,002)	9,237* (1,880)	9,398* (2,148)	-11,045* (0,782)	-11,055* (0,586)	-	-	-	-
Híbrida após	-	17,571** (8,819)	-	17,666* (4,497)	-	10,094* (3,868)	-	-12,041* (0,480)	-	-	-	-
Especificações	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV
Concessão privada	16,492** (5,839)	-	-2,702 (7,457)	-	-4,742*** (2,037)	-	24,938* (6,738)	-	-	-	-	4,138*** (2,383)
Concessão híbrida	-	-8,077 (9,495)	-	0,588 (6,667)	-	-2,089 (2,617)	-	-0,159 (0,405)	-	-	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>); acesso em: 1^a maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorical/>, acesso em: 1^a maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 11
Situações iniciais: efeitos das privatizações sobre a desigualdade de acesso, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis/acesso em 1991/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto							
	Menos de 25%		Mais de 50%		Menos de 25%		Mais de 50%					
	I	II	I	II	I	II	I	II				
Concessão privada	-3,894 (3,384)	-36,663* (3,295)	-5,397 (5,888)	-14,644*** (7,731)	-0,083 (1,449)	-0,487 (1,806)	2,696 (2,198)	0,401 (2,650)	6,211* (1,029)	3,587** (1,461)	0,273 (1,373)	2,046 (3,000)
Privada após	-	-3,259 (5,649)	-	13,490 (9,271)	-	-3,603 (2,957)	-	-2,772** (1,224)	-	-	-	1,484 (2,702)
Concessão Híbrida	-0,072 (3,152)	-4,450 (4,449)	-3,048 (3,416)	-4,029 (3,993)	-10,891* (3,795)	-12,535* (4,360)	-3,111* (1,072)	-	-5,248* (0,601)	-	-	-
Híbrida após	-	7,375*** (4,093)	-	-9,218*** (5,442)	-	-4,411 (3,923)	-	-13,455*** (8,076)	-	-	-	-
Especificações	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV	III	IV
Concessão privada	-29,555 (32,092)	-	-54,913 (33,067)	-	3,242 (3,150)	-	2,713 (3,568)	-	-	-	-0,797 (4,334)	-
Concessão híbrida	-	-25,031** (11,367)	-	5,395 (11,608)	-	0,997 (9,336)	-	11,804 (8,758)	-	-	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>); acesso em: 1^a maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>, acesso em: 1^a maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

A concessão híbrida também é associada a coeficientes negativos na desigualdade de acesso ao abastecimento de água, independentemente da situação inicial; contudo, o coeficiente é significativo apenas na maior faixa de acesso em 1991. Desconsiderando-se a significância, devido à limitação de observações, o coeficiente só poderia ser interpretado, com certa robustez, como um provável efeito causal na primeira faixa de acesso inicial (menos de 25%), na qual o coeficiente dos municípios que adotaram a provisão híbrida depois de 2000 é positivo e significativo (*especificação II*) e, com apenas estes municípios formando o grupo de controle, o coeficiente é negativo e significativo (*especificação IV*).

Na coleta de esgoto, a concessão privada é associada a coeficientes positivos sobre a desigualdade nas três situações iniciais. O coeficiente é significativo apenas na faixa intermediária de acesso em 1991 (*especificações I e II*), na qual, devido à ausência de casos após 2000, não é possível utilizar os testes de robustez para averiguar se é um efeito decorrente da provisão privada. Sem se considerar a significância, na primeira faixa, existe uma evidência de que possa ser um efeito advindo desta forma de provisão: o coeficiente dos municípios que a adotaram após 2000 é negativo (*especificação II*). Porém, com apenas estes no grupo de controle, o coeficiente não é significativo (*especificação III*).

Ainda na desigualdade de acesso a coleta de esgoto, a concessão híbrida é associada a coeficientes negativos e significativos na única faixa de situação inicial com casos desta privatização (*especificações I e II* para menos de 25%). Contudo, pode não ser um efeito decorrente da provisão híbrida, pois: i) o coeficiente dos municípios que a adotaram após 2000 também é negativo e significativo (*especificação II*); e ii) com apenas estes no grupo de controle, o coeficiente obtido é positivo e não significativo (*especificação IV*).

Resumidamente, os resultados da tabela 11 sinalizam, portanto, que a desigualdade de acesso a abastecimento de água se reduziu, em todas as situações iniciais (faixas de acesso de 1991), nos municípios que adotaram uma das duas formas de privatização. Embora alguns dos resultados não sejam significativos ou não sejam atribuíveis exclusivamente à mudança da provisão pública para privada ou híbrida, eles sinalizam que a seletividade hierárquica das ações no setor não é uma motivação determinante nas modalidades de concessão privada ou híbrida, ao contrário de indícios da literatura e deste estudo para a provisão pública (segunda seção). Caso tal racionalidade fosse mais forte nas provisões privada e híbrida, deveriam ter sido observados efeitos destas na desigualdade de acesso (água e esgoto) positivos nas menores faixas de acesso em 1991 e negativos nas maiores.

Os resultados dos últimos testes de robustez reforçam as evidências obtidas nas especificações anteriores. As tabelas 12 e 13 reportam os resultados referentes ao teste da defasagem do tratamento, ou seja, das regressões com *dummies* privatizações “defasadas”. No acesso total à coleta de esgoto para a amostra completa, assim como

na situação inicial mais desfavorecida (acesso em 1991 inferior a 25%), a provisão privada é associada a efeitos médios positivos e significativos e as tendências anteriores a esta privatização (coeficientes da variável *privada defasada*) são distintas (sinais) ou não significativas. Na análise da desigualdade de acesso, não há evidências robustas para interpretar que as concessões privadas e híbridas possam ser mais orientadas que a provisão pública por uma seletividade hierárquica de suas ações.

As tabelas 14 e 15 mostram os resultados para o teste de falsificação, ou seja, a avaliação de efeitos das privatizações de água e esgoto em indicadores de acesso a coleta de lixo (total e desigualdade), outro serviço de saneamento básico com titularidade municipal. Os efeitos positivos e significantes que haviam sido observados para o caso da concessão privada no abastecimento de água e coleta de esgoto, para a amostra completa e para os municípios situados na menor faixa de acesso em 1991, não são observados para o caso da coleta de lixo. Ou seja, os efeitos são específicos e não gerais quanto aos serviços de saneamento.

Por último, na tabela 16 são expostos os resultados de interesse referentes ao teste de randomização da variável de tratamento. Observa-se que, em uma amostra aleatória de 4% dos municípios brasileiros, as variações médias dos indicadores de acesso (total e desigualdade) não diferem estatisticamente das dos demais municípios, com exceção do caso de acesso ao abastecimento de água, para a amostra completa. Como esperado, esses resultados do teste de randomização contrastam com aqueles observados para especificação original do modelo, o que reforça as conclusões obtidas nas análises anteriores. No todo, o conjunto de análises de robustez confere maior confiabilidade à imputação de causalidade entre a privatização dos serviços de saneamento básico e seus efeitos sobre a equidade de acesso.

TABELA 12

Teste do tratamento defasado: efeitos das privatizações sobre o acesso total, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	-9,069** (3,789)	13,074** (6,222)	-11,915** (4,996)	-5,047* (1,700)	2,934*** (1,295)	10,771** (3,838)	-12,587 (9,877)	-5,416* (1,879)
Privada defasada	-1,314 (3,074)	-9,714 (6,229)	-3,591 (4,987)	0,710 (1,585)	-5,020** (2,056)	-0,188 (3,834)	-	-3,334*** (1,751)
Concessão híbrida	17,362* (6,595)	27,433* (7,649)	22,678* (4,754)	15,044* (4,645)	-6,820** (2,833)	-10,252*** (5,317)	-	-
Híbrida defasada	9,214*** (5,333)	16,561** (3,655)	14,298** (4,738)	6,344 (4,634)	-2,324 (1,547)	-2,478 (4,979)	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 13

Teste do tratamento defasado: efeitos das privatizações sobre a desigualdade de acesso, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	4,961 (6,581)	-6,927 (5,263)	-6,201 (7,723)	-1,896 (3,297)	1,389 (2,765)	1,669 (2,357)	6,563 (14,596)	0,519 (3,179)
Privada defasada	4,257 (3,828)	-6,209 (5,271)	-1,064 (0,890)	-2,554 (3,075)	-1,152 (1,916)	-1,466 (2,364)	-	0,429 (2,963)
Concessão híbrida	14,654 (9,876)	13,695** (6,466)	-10,092 (7,349)	-9,866 (9,010)	2,771 (3,930)	-9,277* (3,033)	-	-
Híbrida defasada	7,005 (6,265)	8,164*** (3,999)	-7,738 (7,324)	1,131 (8,989)	-1,597 (4,873)	-6,764** (3,024)	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 14

Teste de falsificação: efeitos das privatizações do abastecimento de água e da coleta de esgoto sobre o acesso total a coleta de lixo, segundo o acesso – água e esgoto (1991)

Variáveis/ especificações	Privatizações do abastecimento de água				Privatizações da coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	-0,103** (0,009)	0,009 (0,082)	-0,004 (0,057)	-0,035*** (0,011)	-0,078* (0,025)	-0,006 (0,032)	-0,017*** (0,010)	-0,029 (0,019)
Concessão híbrida	-0,009 (0,074)	0,085* (0,028)	0,096* (0,025)	0,206* (0,039)	0,072** (0,028)	0,118* (0,019)	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024.); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 15

Teste de falsificação: efeitos das privatizações do abastecimento de água e da coleta de esgoto sobre a desigualdade de acesso a coleta de lixo, segundo o acesso – água e esgoto (1991)

Variáveis/especificações	Privatizações do abastecimento de água				Privatizações da coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	-0,185* (0,041)	-0,121*** (0,065)	-0,095 (0,058)	-0,014 (0,026)	-0,138* (0,033)	-0,090* (0,027)	-0,134* (0,012)	0,023 (0,027)
Concessão híbrida	-0,030 (0,064)	0,069*** (0,040)	0,065 (0,048)	0,053 (0,090)	0,016 (0,040)	0,078** (0,031)	-	-

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA 16

Teste da randomização da variável tratamento: efeitos no acesso total e na desigualdade de acesso ao abastecimento de água e à coleta de esgoto, segundo os serviços e o acesso (1991)

Variáveis dependentes/ especificações	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Amostra completa	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Acesso total	-2,331* (0,888)	-0,792 (3,425)	1,976 (1,757)	-0,036 (0,687)	0,992 (2,883)	3,740 (3,633)	0,791 (1,838)	-0,507 (1,160)
Desigualdade de acesso	-2,263 (2,135)	0,092 (3,504)	-0,285 (2,243)	-2,060*** (1,099)	1,515 (3,307)	-0,105 (0,846)	-3,121 (3,898)	-1,185 (1,695)

Fontes: Censo 2010 (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

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

2. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A privatização é uma política que pode viabilizar o aporte de investimentos em infraestrutura, em particular em setores com elevados déficits de atendimento, como é o caso dos serviços de saneamento básico no Brasil. Contudo, uma preocupação que frequentemente acompanha debates acerca da privatização desses serviços diz respeito a seus possíveis efeitos sobre as populações mais desfavorecidas e sobre a desigualdade de acesso.

A análise aqui empreendida revela que tal preocupação não encontra respaldo na experiência brasileira de privatização do abastecimento de água e da coleta de esgoto, que pode ser dividida em duas modalidades de concessão: privada e híbrida. A primeira ocorre naqueles municípios que concederam os serviços para operadores privados isoladamente ou em pequenos consórcios públicos. A segunda refere-se ao caso da companhia estadual do Tocantins, que se tornou empresa de economia mista com controle privado, mas tendo o governo estadual mantido poderes de indicação da diretoria de planejamento e uma *golden share* com poder de veto em matérias diversas, como aquelas referentes a investimentos.

Em estimações por diferenças em diferenças em painel com efeitos fixos e variados testes de robustez, constatou-se que a concessão privada da coleta de esgoto apresenta resultados positivos sobre o acesso total, o acesso dos domicílios mais desfavorecidos e o nível de desigualdade do acesso entre os municípios, ainda que haja alguns sinais menos robustos de aprofundamento da desigualdade de acesso intramunicipal. No abastecimento de água, não há evidências de que a provisão privada aprofunde a desigualdade de acesso intramunicipal, e esta não se distingue da provisão pública na maior parte dos resultados.

Em linhas gerais, a concessão privada está associada a um aumento no acesso a coleta de esgoto superior ao dos demais provedores em 6,1 p.p., o que representa um crescimento médio de 25,6% no acesso total ao serviço. Efeitos médios positivos no acesso a coleta de esgoto são observados em todos os quintis de renda, sendo que tais efeitos tendem a crescer conforme o nível de renda domiciliar. Além disso, não há evidências robustas de aprofundamento da desigualdade intramunicipal do acesso ao serviço, quando comparados os acessos dos 1º e 5º quintis de rendimentos domiciliares.

A concessão privada tem também efeitos positivos e de elevada magnitude nos níveis de acesso dos dois serviços de saneamento nos municípios mais desfavorecidos (isto é, aqueles que apresentavam menor nível de acesso em 1991, antes das privatizações), o que reduz a desigualdade do acesso intermunicipal. Esse resultado pode estar associado à capacidade de os provedores privados atraírem investimentos em casos em que havia elevados déficits de infraestrutura, possivelmente pela incapacidade de os provedores públicos fazerem frente a demandas de investimentos que se apresentam aos municípios mais desfavorecidos. É plausível que este seja o principal mecanismo por meio do qual a concessão privada de serviços de saneamento gerou resultados positivos na equidade de acesso intermunicipal, tanto em abastecimento de água, quanto em esgotamento sanitário.

A despeito desse resultado comum para os dois serviços de saneamento, é notável como o efeito da concessão privada é distinto entre os serviços em outras dimensões. Enquanto na coleta de esgoto há evidências muito fortes de expansão de acesso para todos os quintis de renda domiciliar, o mesmo não ocorre no abastecimento de água, no qual, embora menos robustas, as evidências são de redução da desigualdade de acesso nos municípios menos favorecidos em termos de cobertura previamente às privatizações, mas sem clara expansão do acesso total. Essa diferença entre os serviços pode ser imputada a características da provisão pública e ao modo como ela se distingue da concessão privada.

Conforme revelado pela análise descritiva, em consonância com outros indícios da literatura, os provedores públicos de saneamento básico no Brasil tendem a privilegiar o abastecimento de água, em detrimento da coleta de esgoto. Essa característica pode decorrer dos benefícios político-eleitorais derivados da ampliação do acesso a água potável, pois estes são diretamente imputados à autoridade pública que realiza o investimento, ao contrário da ampliação da rede coletora de esgoto, cujos benefícios sociais são de natureza difusa e, assim, mais difíceis de serem diretamente imputáveis à autoridade pública. Nota-se também que o nível de acesso é mais elevado nos domicílios de renda mais alta, o que é consistente com a hipótese de seletividade das políticas públicas para o saneamento.

Esta é a base de comparação para a avaliação dos efeitos da privatização dos serviços de saneamento básico no Brasil. As evidências de que a concessão privada tenha aumentado o acesso à coleta de esgoto em todas as faixas de renda, mas não no acesso ao abastecimento de água, mostra que esta modalidade de provisão está menos propensa ao viés observado na provisão pública. Do mesmo modo, não se notam diferenças substanciais quanto à seletividade hierárquica de políticas entre as duas modalidades de provimento, havendo leve evidência de redução de desigualdade no abastecimento de água e alguns sinais não robustos de aumento da desigualdade no acesso no caso da coleta de esgoto.

A concessão híbrida, por sua vez, não está associada a resultados substancialmente distintos em relação à provisão pública. Vale lembrar que, nessa modalidade de concessão, o Estado reteve direitos de controle, como a indicação do diretor de planejamento e poderes de veto. Além disso, entre 1998 e 2002, a gestão privada da concessão híbrida tinha apenas participação minoritária, o que a aproxima da modalidade de provisão pública. Posteriormente ao período analisado por este trabalho, no início da década de 2010, essa modalidade de concessão foi reestruturada, sendo os serviços de saneamento básico em alguns municípios revertidos à operação pública e, em outros, ofertados por concessão privada. A análise dos efeitos dessa reestruturação, contudo, somente poderá ser realizada quando dados mais recentes forem disponibilizados, o que permitirá o aprofundamento dos resultados obtidos na presente pesquisa.

Portanto, a experiência brasileira na privatização do abastecimento de água e da coleta de esgoto revela que não são fundadas, para os casos em pauta, as preocupações quanto aos seus efeitos na equidade de acesso a esses serviços. A desigualdade de acesso é uma característica observada também na provisão pública, não sendo aprofundada pela concessão desses serviços aos operadores privados. Ao contrário, trata-se de política que está associada à ampliação de acesso em todas as faixas de renda, no caso da coleta de esgoto, e à redução da desigualdade de acesso entre os municípios, na água e no esgoto.

REFERÊNCIAS

- ABAR – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE AGÊNCIAS DE REGULAÇÃO. **Saneamento básico**: regulação 2013. Fortaleza: Expressão Gráfica e Editora, 2013.
- ABCON SINDCON – ASSOCIAÇÃO E SINDICATO NACIONAL DAS CONCESSIONÁRIAS PRIVADAS DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE ÁGUA E ESGOTO. **Panorama da participação privada no saneamento**. São Paulo: ABCON Sindcon, 2023.
- AMES, B. Electoral strategy under open-list proportional representation. **American Journal of Political Science**, v. 39, n. 2, p. 406-433, maio 1995.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics**: an empiricist's companion. Princeton: Princeton University Press, 2009.

AZEVEDO, P. F. de; TONETO JÚNIOR, R.; SAIANI, C. C. S. Diagnóstico e propostas para o setor de saneamento. *In*: GIAMBIAGI, F.; ALMEIRA JUNIOR, M. F. de (Org.). **Retomada do crescimento**: diagnóstico e propostas. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017. v. 1, p. 313-336.

BICHIR, R. M. Determinantes do acesso à infraestrutura urbana no município de São Paulo. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 24, n. 70, p. 75-89, jun. 2009.

BONSOI, Z. *et al.* Serviços de saneamento básico: níveis de atendimento. **Informes Infraestrutura**, Rio de Janeiro, n. 8, p. 1-4, mar. 1997.

BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil de 1988**. Brasília: Congresso Nacional, 1988.

BRASIL. Lei Federal nº 8.987, de 13 de fevereiro de 1995. Dispõe sobre o regime de concessão e permissão da prestação de serviços públicos previsto no art. 175 da Constituição Federal, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 13 fev. 1995a.

BRASIL. Ministro do Planejamento e Orçamento. **Diagnóstico do setor de saneamento**: estudo econômico e financeiro. Brasília: SPU, 1995b. v. 7.

BRASIL. Lei Federal nº 11.079, de 30 de dezembro de 2004. Institui normas gerais para licitação e contratação de parceria público-privada no âmbito da administração pública. **Diário Oficial da União**, Brasília, 30 dez. 2004.

BRASIL. Lei Federal nº 11.445, de 5 de janeiro de 2007. Estabelece as diretrizes nacionais para o saneamento básico; cria o Comitê Interministerial de Saneamento Básico; altera as leis nºs 6.766, de 19 de dezembro de 1979, 8.666, de 21 de junho de 1993, e 8.987, de 13 de fevereiro de 1995; e revoga a Lei nº 6.528, de 11 de maio de 1978. **Diário Oficial da União**, Brasília, 5 jan. 2007.

BRASIL. Lei Federal nº 14.026, de 15 de julho de 2020. Atualiza o marco legal do saneamento básico e altera a Lei nº 9.984, de 17 de julho de 2000, para atribuir à Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA) competência para editar normas de referência sobre o serviço de saneamento, a Lei nº 10.768, de 19 de novembro de 2003, para alterar o nome e as atribuições do cargo de Especialista em Recursos Hídricos. **Diário Oficial da União**, Brasília, 15 jul. 2020.

BRISCOE, J.; FEACHEM, R. G.; RAHAMAN, M. M. **Evaluating health impact**: water supply, sanitation, and hygiene education. Ottawa: IDRC, 1986.

BRYSON, A.; DORSETT, R.; PURDON, S. **The use of propensity score matching in the evaluation of labour market policies**. Londres: Department for Work and Pensions, 2002. (Working Paper, n. 4).

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. **Some practical guidance for the implementation of propensity score matching**. Bonn: IZA, maio 2005. (Discussion Paper, n. 1588).

CAMERON, A. C.; GELBACH, J. B.; MILLER, D. L. Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. **Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 3, p. 414-427, ago. 2008.

CASE, A. C.; ROSEN, H. S.; HINES JUNIOR, J. R. Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states. **Journal of Public Economics**, v. 52, n. 3, p. 285-307, out. 1993.

CLARKE, D.; SCHYTHE, K. T. **Implementing the panel event study**. Bonn: IZA, jul. 2020. (Discussion Paper, n. 13524).

CLARKE, G. R. G.; KOSEC, K.; WALLSTEN, S. **Has private participation in water and sewerage improved coverage?** Empirical evidence from Latin America. Washington: World Bank, nov. 2004. (Working Paper, n. 3445).

CLEVELAND, W. S.; DEVLIN, S. J. Locally weighted regression: an approach to regression analysis by local fitting. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 403, p. 596-610, set. 1988.

CVJETANOVIC, B. Health effects and impact of water supply and sanitation. **World Health Statistics Quarterly**, v. 39, p. 105-117, 1986.

DEMUTH, J.; FRIEDERISZICK, H. W.; REINHOLD, S. **Reverse privatization as a reaction to the competitive environment**: evidence from solid waste collection in Germany. Berlin: ESMT, 23 abr. 2018. (Working Paper, n. 18-02).

DWECK, R. H. O movimento de privatização dos anos oitenta: reais motivos. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 10, n. 2, p. 145-170, dez. 2000.

ESREY, S. A.; FEACHEM, R. G.; HUGHES, J. M. Interventions for the control of diarrheal diseases among young children: improving water supplies and excreta disposal facilities. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 63, n. 4, p. 757-772, 1985.

ESTACHE, A.; GOMEZ-LOBO, A.; LEIPZIGER, D. Utilities privatization and the poor: lessons and evidence from Latin America. **World Development**, v. 29, n. 7, p. 1.179-1.198, 2001.

ESTACHE, A.; FOSTER, V.; WODON, Q. **Accounting for poverty in infrastructure reform**: learning from Latin America's experience. Washington: WBI Development Studies, 2002.

FARIA, R. C. de; FARIA, S. A. de; MOREIRA, T. B. S. A privatização no setor de saneamento tem melhorado a *performance* dos serviços? **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 28, p. 7-21, jun.-dez. 2005.

FIZSON, J. T. **A política nacional de saneamento de 1968 a 1984**: o caso do Planasa. 1990. Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, 1990.

GALIANI, S.; GERTLER, P.; SCHARGRODSKY, E. Water for life: the impact of the privatization of water services on child mortality. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 83-120, fev. 2005.

GERTLER, P. J. *et al.* **Avaliação de impacto na prática**. 2. ed. Washington: Banco Mundial; BID, 2018.

GOMES, G. M.; MAC DOWELL, M. C. **Descentralização política, federalismo fiscal e criação de municípios**: o que é mau para o econômico nem sempre é bom para o social. Brasília: Ipea, fev. 2000. (Texto para Discussão, n. 706).

GRADSTEIN, M.; JUSTMAN, M. The democratization of political elites and the decline in inequality in modern economic growth. *In*: BREZIS, E.; TEMIN, P. (Ed.). **Elites, minorities, and economic growth**. Amsterdã: Elsevier, 1999. p. 205-222.

GRANADOS, C.; SÁNCHEZ, F. Water reforms, decentralization and child mortality in Colombia: 1990-2005. **World Development**, v. 53, p. 68-79, 2014.

HAILU, D.; OSORIO, R. G.; TSUKADA, R. Privatization and renationalization: what went wrong in Bolivia's water sector? **World Development**, v. 40, n. 12, p. 2564-2577, dez. 2012.

HART, O.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. The proper scope of government: theory and an application to prisons. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 112, n. 4, p. 1127-1161, 1997.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. E. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program. **Review of Economic Studies**, v. 64, n. 4, p. 605-654, out. 1997.

HECKMAN, J. J.; ICHIMURA, H.; TODD, P. Matching as an econometric evaluation estimator. **Review of Economic Studies**, v. 65, n. 2, p. 261-294, abr. 1998.

HEFETZ, A.; WARNER, M. Privatization and its reverse: explaining the dynamics of the government contracting process. **Journal of Public Administration Research and Theory**, v. 14, n. 2, p. 171-190, abr. 2004.

HELLER, L. **Saneamento e saúde**. Brasília: Opas/OMS, 1997.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 1991**. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.

IBOPE – INSTITUTO BRASILEIRO DE OPINIÃO PÚBLICA E ESTATÍSTICA; ITB – INSTITUTO TRATA BRASIL. **Percepções sobre saneamento básico**. São Paulo: ITB; Ibope Inteligência, 2009.

JONES, M. C.; DAVIES, S. J.; PARK, B. U. Versions of kernel-type regression estimators. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, n. 427, p. 825-832, set. 1994.

KISHIMOTO, S.; PETITJEAN, O. (Ed.). **Reclaiming public services: how cities and citizens are turning back privatization**. Amesterdã; Paris: Transnational Institute, 2017.

LEE, W.-S. Propensity score matching and variations in the balancing test. **Empirical Economics**, v. 44, p. 47-80, 2013.

LEVIN, J.; TADELIS, S. Contracting for government services: theory and evidence from U.S. cities. **The Journal of Industrial Economics**, v. 58, n. 3, p. 507-541, set. 2010.

LOADER, C. **Local regression and likelihood**. Nova York: Springer, 1999.

MARQUES, E. C. **Estado e redes sociais: permeabilidade e coesão nas políticas urbanas no Rio de Janeiro**. Rio de Janeiro: Revan/Fapesp, 2000.

MARQUES, E. C.; BICHIR, R. M. Investimentos públicos, infraestrutura urbana e produção da periferia em São Paulo. **Espaço e Debates**, v. 17, n. 42, p. 1-34, 2001.

MCDONALD, D. A. Remunicipalization: the future of water services? **Geoforum**, n. 91, p. 47-56, 2018.

MCKENZIE, D.; MOOKHERJEE, D. The distributive impact of privatization in Latin America: evidence from four countries. **Economía Journal**, v. 3, n. 2, p. 161-234, 2003.

MEGGINSON, W. L.; NETTER, J. M. From state to market: a survey of empirical studies on privatization. **Journal of Economic Literature**, v. 39, n. 2, p. 321-389, jun. 2001.

MELLO, M. F. Privatização do setor de saneamento no Brasil: quatro experiências e muitas lições. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 3, p. 495-517, jul.-set. 2005.

MÉNARD, C.; SAUSSIÉ, S. Contractual choice and performance: the case of water supply in France. **Revue d'Économie Industrielle**, v. 92, n. 1, p. 385-404, 2000.

MENDONÇA, M. J. C. de; MOTTA, R. S. da. Saúde e saneamento no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, v. 30, p. 15-30, jun.-dez. 2007.

MENDONÇA, M. J. C. de *et al.* Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 31., 2003, Porto Seguro, Bahia. **Anais...** Bahia: Anpec, 2003.

MOTTA, R. S. da; MOREIRA, A. R. B. Efficiency and regulation in the sanitation sector in Brazil. **Utilities Policy**, v. 14, n. 3, p. 185-195, mar. 2006.

OKTEN, C.; ARIN, K. P. The effects of privatization on efficiency: how does privatization work? **World Development**, v. 34, n. 9, p. 1.537-1.556, set. 2006.

OLIVEIRA, W. T. de; SAIANI, C. C. S. Inequality of access to public services of basic sanitation in Brazilian municipalities: analysis of kuznets curve and selectivity of public policies hypothesis. **Modern Economy**, v. 12, n. 1, p. 17-45, jan. 2021.

PARLATORE, A. C. Privatização do setor de saneamento no Brasil. *In: PINHEIRO, A. C.; FUKASAKU, K. (Ed.). A privatização no Brasil: o caso das utilidades públicas.* Rio de Janeiro: BNDES, 2000. p. 280-320.

PICAZO-TADEO, A. J. *et al.* Do ideological and political motives really matter in the public choice of local services management? Evidence from urban water services in Spain. **Public Choice**, v. 151, n. 1, p. 215-228, 2012.

PRASAD, N. Privatisation results: private sector participation in water services after 15 years. **Development Policy Review**, v. 24, n. 6, p. 669-692, nov. 2006.

REZENDE, S. C. (Coord.). **Investimentos em saneamento básico: análise histórica e estimativa de necessidades.** Brasília: Ministério das Cidades, 2011.

REZENDE, S. C. *et al.* Integrando oferta e demanda de serviços de saneamento: análise hierárquica do panorama urbano brasileiro no ano 2000. **Revista de Engenharia Sanitária Ambiental**, v. 12, n. 1, p. 90-101, jan.-mar. 2007.

ROBLES, R. R. (Coord.). **Exame da participação do setor privado na provisão dos serviços de abastecimento de água e de esgotamento sanitário no Brasil.** São Paulo: Ministério das Cidades, out. 2008.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. **The American Statistician**, v. 39, n. 1, p. 33-38, fev. 1985.

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

RUBIN, D. B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. **Journal of Educational Psychology**, v. 66, n. 5, p. 688-701, 1974.

RUBIN, P. H. The theory of the firm and the structure of the franchise contract. **Journal of Law and Economics**, v. 21, n. 1, p. 223-233, 1978.

SAIANI, C. C. S.; TONETO JÚNIOR, R. Evolução do acesso a serviços de saneamento básico no Brasil (1970 a 2004). **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 1, p. 79-106, abr. 2010.

SAIANI, C. C. S.; AZEVEDO, P. F. Is privatization of sanitation services good for health? **Utilities Policy**, v. 52, p. 27-36, 2018.

SAIANI, C. C. S.; TONETO JÚNIOR, R.; DOURADO, J. Desigualdade de acesso a serviços de saneamento ambiental nos municípios brasileiros: evidências de uma curva de Kuznets e de uma seletividade hierárquica das políticas? **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 3, p. 657-691, set.-dez. 2013.

SALLES, M. J. **Política nacional de saneamento: percorrendo caminhos em busca da universalização**. 2008. Tese (Doutorado) – Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, jun. 2008.

SCRIPTORE, J. S.; AZZONI, C. R.; MENEZES FILHO, N. A. **Saneamento básico e indicadores educacionais no Brasil**. São Paulo: FEA/USP, 2015. (Working Paper, n. 2015-28).

SHIRLEY, M. M.; WALSH, P. P. **Public versus private ownership**. Washington: World Bank Publications, 2000.

SOARES, R. *et al.* **Privatização de companhia estadual de saneamento: a experiência única do Tocantins – lições para novos arranjos com a iniciativa privada**. Rio de Janeiro: Ceri/FGV, 2021. Disponível em: <https://repositorio.fgv.br/server/api/core/bitstreams/46d44c86-4f12-4995-8300-5c9f3de547cc/content>.

TAN, J. The pitfalls of water privatization: failure and reform in Malaysia. **World Development**, v. 40, n. 12, p. 2552-2563, dez. 2012.

TONETO JÚNIOR, R.; SAIANI, C. C. S. Restrições à expansão dos investimentos no saneamento básico brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 37, n. 4, p. 572-591, out.-dez. 2006.

TUPPER, H. C.; RESENDE, M. Efficiency and regulatory issues in the Brazilian water and sewage sector: an empirical study. **Utilities Policy**, v. 12, n. 1, p. 29-40, 2004.

TUROLLA, F. A. **Política de saneamento básico: avanços recentes e opções futuras de políticas públicas**. Brasília: Ipea, dez. 2002. (Texto para Discussão, n. 922).

WENNEMO, I. Infant mortality, public policy and inequality: a comparison of 18 industrialized countries. **Sociology of Health and Illness**, v. 15, n. 4, p. 429-446, 1993.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Determinantes da privatização: resultados das estimações (*probit*), segundo os serviços de saneamento básico

Serviços/estatísticas/ variáveis	Abastecimento de água		Coleta de esgoto	
	Coefficientes	Erros-padrão	Coefficientes	Erros-padrão
Acesso água	-1,320*	0,500		
Acesso esgoto			-0,110	0,303
Renda <i>per capita</i>	1,693*	0,395	1,611*	0,384
Automóvel	-7,403*	1,736	-6,316*	1,665
Energia e geladeira	5,536*	1,743	5,050*	1,695
Telefone	-5,290*	1,954	-5,886*	1,888
Taxa de urbanização	1,591**	0,742	1,092	0,688
População	0,312*	0,078	0,360*	0,077
Jovens	-9,148*	3,443	-9,311*	3,323
Idosos	-4,781	7,646	-8,048	7,259
Capital	-1,559**	0,662	-1,371**	0,579
Região metropolitana	-1,126*	0,317	-1,226*	0,319
Tocantins	4,711*	0,420	4,222*	0,372
Mato Grosso	0,893*	0,261	0,900*	0,257
Constante	-8,668*	3,026	-8,417*	2,942
Pseudo-R ²		0,646		0,603
Prob > chi ²		0,000		0,000
Observações		2.790		2.790

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA A.2

Abastecimento de água (PSM): testes de diferenças de médias entre os grupos de tratamento e de controle

Métodos/grupos/ variáveis/médias	Grupo de tratamento	Grupo de controle		
		Não pareados	Pareados	
			Kernel	<i>Nearest neighbour</i>
Acesso água	0,409	0,534*	0,471	0,500**
Renda <i>per capita</i>	4,930	4,856	4,981	5,028
Automóvel	0,128	0,149*	0,128	0,145
Energia e geladeira	0,452	0,552*	0,492	0,519***
Telefone	0,443	0,593*	0,490	0,518***
Taxa de urbanização	0,653	0,569*	0,654	0,681
População	9,552	9,475	9,327	9,439
Jovens	0,478	0,444*	0,478	0,473
Idosos	0,382	0,038*	0,038***	0,042**
Capital	0,016	0,003**	0,008	0,016
Região metropolitana	0,024	0,086**	0,030	0,040
Tocantins	0,664	0,003*	0,596	0,550
Mato Grosso	0,145	0,029*	0,152	0,548

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA A.3

Coleta de esgoto (PSM): testes de diferenças de médias entre os grupos de tratamento e de controle

Métodos/grupos/ variáveis/médias	Grupo de tratamento	Grupo de controle		
		Não pareados	Pareados	
			Kernel	<i>Nearest neighbour</i>
Acesso esgoto	0,149	0,237*	0,164	0,181
Renda <i>per capita</i>	4,987	4,853*	4,900	5,078
Automóvel	0,141	0,182*	0,145	0,160
Energia e geladeira	0,480	0,551*	0,492	0,530
Telefone	0,471	0,591*	0,480	0,513
Taxa de urbanização	0,673	0,568*	0,662	0,702
População	9,732	9,467*	9,771	9,927
Jovens	0,473	0,444*	0,468	0,462
Idosos	0,039	0,051*	0,038	0,039
Capital	0,024	0,003*	0,022	0,041
Região metropolitana	0,025	0,086**	0,029	0,040
Tocantins	0,625	0,005*	0,506	0,467
Mato Grosso	0,148	0,028*	0,188	0,205

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1º maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Obs.: (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; e (***) significativo a 10%.

TABELA A.4

Evolução das médias dos indicadores de acesso a abastecimento de água e a coleta de esgoto, segundo o tipo de prestador no final do período – Brasil (1991-2010)

Indicadores	Tipos de provedores	Abastecimento de água				Coleta de esgoto			
		Médias (%)			$\Delta 91-10^1$	Médias (%)			$\Delta 91-10^1$
		1991	2000	2010		1991	2000	2010	
Acesso total	Público	53,38	66,33	73,25	19,87	23,65	38,32	43,09	19,44
	Concessão privada	60,61	68,30	77,02	16,41	32,47	44,16	49,46	16,99
	Concessão híbrida	26,95	57,58	68,67	41,72	0,00	1,14	3,88	3,88
Acesso no 1º quintil	Público	40,26	55,81	65,27	25,01	15,67	31,35	37,91	22,24
	Concessão privada	57,84	67,06	70,98	13,14	20,44	45,38	40,99	20,55
	Concessão híbrida	16,50	43,84	57,26	40,76	0,00	1,02	2,85	2,85
Acesso no 2º quintil	Público	47,88	61,83	71,04	23,16	20,14	34,77	41,70	21,56
	Concessão privada	66,66	71,50	75,53	8,87	24,50	48,48	43,50	19,00
	Concessão híbrida	19,76	52,51	66,31	46,55	0,00	0,95	2,83	2,83
Acesso no 3º quintil	Público	54,16	67,10	74,27	20,11	23,68	37,93	44,20	20,52
	Concessão privada	72,40	74,43	77,73	5,33	27,72	51,40	45,77	18,05
	Concessão híbrida	24,80	58,59	69,74	44,94	0,00	0,84	3,33	3,33
Acesso no 4º quintil	Público	59,84	70,59	76,18	16,34	27,31	40,72	46,14	18,83
	Concessão privada	77,86	77,74	79,43	1,57	30,36	54,12	48,22	17,86
	Concessão híbrida	31,92	62,10	71,99	40,07	0,00	1,13	3,76	3,76
Acesso no 5º quintil	Público	64,84	75,79	78,97	14,13	31,31	45,16	49,51	18,20
	Concessão privada	82,04	82,53	83,07	1,03	32,46	57,88	51,23	18,77
	Concessão híbrida	43,44	68,77	78,27	34,83	0,00	1,19	4,67	4,67
Desigualdade de acesso	Público	24,58	19,98	13,70	-10,88	15,64	13,81	11,60	-4,04
	Concessão privada	24,20	12,47	10,08	-14,12	12,03	12,49	10,25	-1,78
	Concessão híbrida	26,94	24,93	21,00	-5,94	0,00	0,18	1,82	1,82

Fontes: IBGE (1991); Censos 2000 e 2010 (disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>; acesso em: 1º maio 2024); SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>. Acesso em: maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ $\Delta 91-10$: variação percentual de 1991 a 2010.

Obs.: Municípios dentro do suporte comum.

TABELA A.5

Número de municípios, segundo os serviços, as formas de provisão e o acesso em “situação inicial” (1991)

Serviços/acesso em 1991/ formas de privatização	Abastecimento de água			Coleta de esgoto		
	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%	Menos de 25%	De 25% a 50%	Mais de 50%
Concessão privada	7	8	18	10	9	11
Privada após	6	5	19	20	0	17
Concessão híbrida	57	28	9	84	0	0
Híbrida após	20	6	5	28	0	0
Públicos	844	1.482	1.973	3.225	477	605

Fontes: SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1ª maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).
Elaboração dos autores.

QUADRO A.1

Municípios com privatização no saneamento básico, segundo os serviços e as modalidades – Brasil (1991-2010)

Serviços	Modalidades	Municípios/estados
Parcial – água	Concessão híbrida	Almas-TO; Arapoema-TO; Bernardo Sayão-TO; Chapada da Natividade-TO; Divinópolis do Tocantins-TO; Jaú do Tocantins-TO; Lagoa do Tocantins-TO; Lajeado-TO; Rio da Conceição-TO; Santa Maria do Tocantins-TO; Santa Rosa do Tocantins-TO; Santa Tereza do Tocantins-TO; Taipas do Tocantins-TO
	Concessão privada	Birigui-SP; Cajamar-SP; Marília-SP; Ourinhos-SP; São Carlos-SP
Plena – água e esgoto	Concessão híbrida	Abreulândia-TO; Aliança do Tocantins-TO; Alvorada-TO; Angico-TO; Aparecida do Rio Negro-TO; Aragominas-TO; Araguaçema-TO; Araguaçu-TO; Araguaína-TO; Araguañã-TO; Arraias-TO; Augustinópolis-TO; Aurora do Tocantins-TO; Babaçulândia-TO; Bandeirantes do Tocantins-TO; Barra do Ouro-TO; Barrolândia-TO; Brasilândia do Tocantins-TO; Brejinho de Nazaré-TO; Buriti do Tocantins-TO; Campos Lindos-TO; Cariri do Tocantins-TO; Carmolândia-TO; Carrasco Bonito-TO; Caseara-TO; Centenário-TO; Colinas do Tocantins-TO; Colméia-TO; Combinado-TO; Conceição do Tocantins-TO; Couto Magalhães-TO; Cristalândia-TO; Crixás do Tocantins-TO; Dianópolis-TO; Dois Irmãos do Tocantins-TO; Dueré-TO; Esperantina-TO; Fátima-TO; Figueirópolis-TO; Filadélfia-TO; Formoso do Araguaia-TO; Fortaleza do Tabocão-TO; Goianorte-TO; Goiatins-TO; Guaraí-TO; Gurupi-TO; Ipeiras-TO; Itapiratins-TO; Itaporã do Tocantins-TO; Juarina-TO; Lagoa da Confusão-TO; Lizarda-TO; Luzinópolis-TO; Marianópolis do Tocantins-TO; Maurilândia do Tocantins-TO; Miracema do Tocantins-TO; Miranorte-TO; Monte do Carmo-TO; Monte Santo do Tocantins-TO; Mucilândia-TO; Natividade-TO; Nazaré-TO; Nova Olinda-TO; Nova Rosalândia-TO; Novo Acordo-TO; Novo Alegre-TO; Novo Jardim-TO; Oliveira de Fátima-TO; Palmas-TO; Palmeirante-TO; Palmeiras do Tocantins-TO; Palmeirópolis-TO; Paraíso do Tocantins-TO; Paranã-TO; Pau D'Arco-TO; Peixe-TO; Pequizeiro-TO; Pindorama do Tocantins-TO; Piraquê-TO; Pium-TO; Ponte Alta do Bom Jesus-TO; Ponte Alta do Tocantins-TO; Porto Alegre do Tocantins-TO; Porto Nacional-TO; Praia Norte-TO; Presidente Kennedy-TO; Pugmil-TO; Recursolândia-TO; Riachinho-TO; Rio dos Bois-TO; Rio Sono-TO; Sampaio-TO; Sandolândia-TO; Santa Rita do Tocantins-TO; Santa Terezinha do Tocantins-TO; São Bento do Tocantins-TO; São Félix do Tocantins-TO; São Miguel do Tocantins-TO; São Salvador do Tocantins-TO; São Sebastião do Tocantins-TO; São Valério-TO; Silvanópolis-TO; Supucira-TO; Taguatinga-TO; Tocantínia-TO; Tocantinópolis-TO; Tupirama-TO; Tupiratinos-TO; Wanderlândia-TO; Xambioá-TO
	Concessão Privada	Manaus-AM; Cachoeiro de Itapemirim-ES; Alta Floresta-MT; Barra do Garças-MT; Campo Verde-MT; Canarana-MT; Carlinda-MT; Cláudia-MT; Colider-MT; Guarantã do Norte-MT; Juara-MT; Marcelândia-MT; Matupá-MT; Nobres-MT; Nortelândia-MT; Pedra Preta-MT; Peixoto de Azevedo-MT; Pontes e Lacerda-MT; Primavera do Leste-MT; Santa Carmem-MT; Sorriso-MT; União do Sul-MT; Vera-MT; Campo Grande-MS; Nova Lima-MG; Curionópolis-PA; Eldorado do Carajás-PA; Novo Progresso-PA; Tucumã-PA; Xinguaçu-PA; Paranaguá-PR; Araruama-RJ; Armação dos Búzios-RJ; Arraial do Cabo-RJ; Cabo Frio-RJ; Campos dos Goytacazes-RJ; Guapimirim-RJ; Iguaba Grande-RJ; Niterói-RJ; Nova Friburgo-RJ; Petrópolis-RJ; Resende-RJ; Santo Antônio de Pádua-RJ; São Pedro da Aldeia-RJ; Saquarema-RJ; Silva Jardim-RJ; Itapema-SC; Guará-SP; Itu-SP; Jaú-SP; Limeira-SP; Mairinque-SP; Mineiros do Tietê-SP; Mirassol-SP; Palestina-SP

Fontes: SNIS 2010 (disponível em: <http://app4.mdr.gov.br/serieHistorica/>; acesso em: 1ª maio 2024); e ABCON Sindcon (2023).
Elaboração dos autores.

Obs.: AM – Amazonas; ES – Espírito Santo; MG – Minas Gerais; PA – Pará; PR – Paraná; RJ – Rio de Janeiro; SC – Santa Catarina; SP – São Paulo; TO – Tocantins; MS – Mato Grosso do Sul; e MT – Mato Grosso.

REFERÊNCIAS

ABCON SINDCON – ASSOCIAÇÃO E SINDICATO NACIONAL DAS CONCESSIONÁRIAS PRIVADAS DE SERVIÇOS PÚBLICOS DE ÁGUA E ESGOTO. **Panorama da participação privada no saneamento**. São Paulo: ABCON Sindcon, 2023.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 1991**. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.

Originais submetidos em: jul. 2020.

Última versão recebida em: maio 2022.

Aprovada em: maio 2022.

QUALIDADE DA EDUCAÇÃO E SALÁRIOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS^{1,2}

Gabriel Cetra³

Luciano Nakabashi⁴

Elaine Toldo Pazello⁵

A literatura sugere que o capital humano tem relação positiva com a renda, de forma que aumentar a escolaridade da população é estratégia indispensável para o desenvolvimento econômico. Além de medidas concernentes à quantidade da escolaridade, como geralmente feito em estudos empíricos, é importante considerar aspectos associados à sua qualidade. Tendo-se isso em vista, este estudo analisa a relação entre a qualidade da escolaridade e o nível da renda do trabalho nos municípios brasileiros, considerando-se os efeitos espaciais nos métodos de estimação. Utilizando-se o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Ideb/Inep), vinculado ao Ministério da Educação (MEC), como medidas de qualidade educacional, as estimativas encontradas indicam a importância da qualidade da educação na determinação do salário, além de um efeito espacial relevante, o que indica a necessidade de políticas públicas que levem em consideração esses elementos para promover o desenvolvimento econômico regional.

Palavras-chave: educação; desenvolvimento econômico; capital humano; análise espacial.

EDUCATION QUALITY AND WAGES IN THE BRAZILIAN MUNICIPALITIES

The literature suggests that human capital has a positive relationship with income, so increasing the workers' schooling is indispensable for economic development. In addition to measures related to the quantity of schooling, as usual in empirical studies, it is essential to consider aspects of its quality. Therefore, the present study analyzes the relationship between the quality of schooling and workers' income level in the Brazilian municipalities, considering the spatial effects on the estimation methods. Using the Basic Education Development Index (Ideb) as measures of educational quality, the estimates indicate the importance of educational quality in the workers' wages. In addition, there is a relevant spatial effect. In designing public policies aiming to promote regional economic development, it is essential to consider these elements (quality of education and spatial effects).

Keywords: education; economic development; human capital; spatial analysis.

JEL: I25; I26; E24.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art2>

2. Os autores agradecem os comentários de Luiz Guilherme Scorzafave e de Augusta Pelinski Raiher, bem como aos participantes do Seminário do Programa de Pós-Graduação da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG), a um parecerista anônimo, e ao apoio financeiro oferecido pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) a Gabriel Cetra.

3. Coordenador de monitoramento, avaliação e pesquisa para educação e sustentabilidade no Instituto Gesto. *E-mail:* gabriel.ortizcetra@gmail.com.

4. Professor associado do Departamento de Economia na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (Fearn/USP) e pesquisador no Centro de Pesquisa em Economia Regional da Fundação para Pesquisa e Desenvolvimento da Administração, Contabilidade e Economia (Ceper/Fundace). *E-mail:* luciano.nakabashi@gmail.com.

5. Professora do Departamento de Economia na Fearn/USP. *E-mail:* epazello@usp.br.

1 INTRODUÇÃO

Amartya Sen (1983) considera a capacidade das pessoas em produzir e usar bens como determinante do padrão de vida. Para ele, a pobreza pode ser vista como a falha em atingir certos níveis de capacidades e habilidades. Dessa forma, olhar para a provisão e a distribuição de tais capacidades é importante para políticas públicas que visam ao desenvolvimento econômico.

A educação obtida pelo indivíduo pode ser interpretada como determinante de parte da capacidade indicada por Sen (1983) e, portanto, elemento essencial para conectar seu argumento com a discussão sobre os efeitos do capital humano no crescimento e nível de renda. A literatura sugere que o capital humano afeta a renda pela melhoria na produtividade do trabalho e pela influência na criação e difusão de tecnologia, de forma que aumentar a escolaridade da população é estratégia indispensável para o desenvolvimento econômico (Cangussu, Salvato e Nakabashi, 2010; Hanushek e Wössmann, 2007).

Ferreira e Veloso (2006), por exemplo, indicam que a melhoria na mobilidade intergeracional de renda no Brasil foi fruto de um aumento na escolaridade média de filhos de famílias pobres comparativamente à educação dos seus pais. Assim, a educação aparenta estar associada a essa mobilidade de renda, sugerindo que políticas de aumento de escolaridade podem ser fonte de crescimento da renda e redução da persistência intergeracional em sua desigualdade.

Porém, a análise somente da quantidade de educação parece limitada. Os resultados dos estudantes brasileiros no Programa Internacional de Avaliação de Alunos (Pisa) estão consideravelmente abaixo da média dos países-membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), principal bloco de economias desenvolvidas do mundo. Aplicado em jovens de 15 anos, na edição de 2015, o desempenho do Brasil em leitura foi de 407 pontos – em matemática, de 377 pontos –, enquanto as médias de países-membros da OCDE foram de 493 e 490, respectivamente (OECD, 2016).

Segundo dados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Ideb/Inep), vinculado ao Ministério da Educação (MEC),⁶ referente a 2018, a rede pública de ensino no Brasil, responsável por mais de 80% das matrículas, apesar da taxa de aprovação de 83% ao final do ensino fundamental, apresentou fraco desempenho nos exames do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) do Inep/MEC,⁷ em 2017. Os alunos das escolas públicas atingiram nível 3 de proficiência tanto em língua portuguesa quanto em matemática, resultado abaixo do nível considerado básico (nível 4) pela

6. Disponível em: <http://portal.inep.gov.br/>.

7. Composto por testes padronizados em língua portuguesa e matemática, aplicados de forma censitária bianualmente para alunos do 5º e 9º anos do ensino fundamental e 3º ano do ensino médio.

Secretaria de Educação Básica (SEB) do MEC. Na conclusão do ensino médio, o resultado é ainda mais alarmante, indicando nível 2 de proficiência nas disciplinas.

No debate sobre políticas educacionais, questiona-se sobre uma possível escolha entre a universalização do acesso à educação e a promoção da qualidade educacional. É bem estabelecido na literatura que o nível de escolaridade obtido influencia a renda. Possivelmente, tal influência ocorre por meio de melhor aprendizado dos conteúdos escolares relacionados a cada nível de escolarização.⁸ Assim, a qualidade do aprendizado, medida pelos testes de proficiência em disciplinas-chave, que são as variáveis *proxies* para a qualidade da educação, também é relevante (Hanushek e Wössmann, 2008). Portanto, não deveria haver uma escolha entre promoção de acesso ou de qualidade educacional, uma vez que a qualidade também influencia na quantidade obtida de educação (Hanushek, 1995).⁹

Este estudo analisa a relação entre a qualidade da escolaridade e o nível de renda nos municípios brasileiros. A partir de uma equação minceriana, a ser detalhada na seção 3, estimamos o efeito da qualidade educacional no salário médio municipal de trabalhadores do setor formal com nove anos ou mais de escolaridade, considerando-se os efeitos espaciais nos métodos de estimação. O controle para os efeitos espaciais mostra-se relevante, visto que existe substancial fluxo entre municípios vizinhos. Por exemplo, se um município X tem uma rede educacional forte, este deve atrair alunos de sua vizinhança. Melhores escolas no município X formam mão de obra mais capacitada para os municípios vizinhos também. Além disso, políticas educacionais bem-sucedidas em um município X podem ser copiadas pelos municípios de seu entorno, e parte das políticas educacionais pode ser implementada em nível regional, o que afeta o sistema escolar de vários municípios simultaneamente.

Na tentativa de endereçar problemas de endogeneidade, o estudo utiliza uma medida defasada da qualidade da escolaridade na função de produção. Foi considerada a qualidade média municipal da educação recebida pelos jovens com 14 e 15 anos, em 2007, quando matriculados no 9º ano do ensino fundamental, que esperamos ser explicativa da renda média municipal de adultos entre 24 e 25 anos, em 2017. A estratégia é diferente do que é feito habitualmente na literatura, mas com potencial de gerar resultados mais consistentes, ao tratar a potencial endogeneidade das variáveis. O objetivo por trás dessa escolha é utilizar uma abordagem diferente, com a finalidade de explorar a relação entre a qualidade de capital humano e o nível de renda. A importância de realizar essa análise com dados macroeconômicos é verificar se os resultados encontrados em estudos microeconômicos se mantêm,

8. Implicitamente, assume-se que esses conteúdos escolares são valorizados no mercado de trabalho.

9. De acordo com OECD (2012), menor proficiência leva a menores salários e maior risco de desemprego. A instituição sugere que aumentar a igualdade da educação inclui tanto garantir a completude da educação básica quanto investir em sua qualidade, e políticas nessa direção tornam a mobilidade de renda e a própria aquisição de educação menos dependentes do contexto socioeconômico em que os indivíduos estão inseridos.

ou se os efeitos são maiores ou menores. Tais discrepâncias poderiam ocorrer por efeitos de *spillovers* na acumulação de capital humano, por exemplo. Essa estratégia ainda não foi utilizada, de acordo com o conhecimento dos autores, pelo menos para o caso brasileiro.

Baseando-se nos desenvolvimentos de autores como Hanushek e Wössmann (2008), foram utilizados índices que consideram o desempenho escolar como uma aproximação da qualidade da educação; sendo estes, o Saeb e o Ideb. Além da contribuição pelas estratégias metodológicas adotadas, esperamos auxiliar na compreensão da importância da qualidade da educação na renda com dados macroeconômicos, que, apesar de sua relevância, ainda é pouco explorada no caso brasileiro.

Os resultados indicam que uma elevação de um desvio-padrão no Ideb aumenta o salário médio municipal em 1,7% pelo efeito direto e em 5,7% pelo efeito de transbordamento, com efeito total de 7,4%. Tal resultado pode indicar uma subestimação do efeito da qualidade da educação em estudos passados, pois existe relevante efeito regional da qualidade educacional no salário médio municipal. Considerando-se os efeitos da qualidade e quantidade, um aumento de um desvio-padrão em ambas as características da escolaridade leva a um crescimento de 8% na renda. Tais resultados são robustos a uma série de controles que podem influenciar o salário médio municipal. Interessante notar a existência de efeitos de transbordamento para a qualidade, mas não para a quantidade, resultados que indicam a importância de coordenação regional nas políticas públicas municipais voltadas à melhoria da qualidade educacional.

Com a utilização do Saeb como variável alternativa para mensurar a qualidade da educação, os efeitos diretos não são estatisticamente diferentes de 0, enquanto os transbordamentos são de apenas 1,7% sobre o salário médio municipal, para uma elevação de um desvio-padrão em tal variável. Em termos quantitativos, o aumento de um desvio-padrão geraria acréscimo de 4,6% no salário médio (1,7% de efeito direto e 2,9% de transbordamento). Dessa forma, a melhoria de um desvio-padrão na qualidade e na quantidade da educação elevaria o salário médio municipal das pessoas com 24 e 25 anos em 6,3%, resultado menor que o encontrado com o Ideb como medida para qualidade. Interessante notar que a queda do efeito da qualidade coincide com a elevação da influência da quantidade sobre os salários médios, o que indica a relevante interação entre essas duas características da escolaridade.

Além desta introdução, este estudo está organizado em mais quatro seções: revisão de literatura; descrição da metodologia e fonte de dados; apresentação e discussão dos resultados; e considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Em nível microeconômico, as diferenças na acumulação individual de capital humano, majoritariamente representada pela escolaridade, parecem ser parte importante na explicação do diferencial salarial no mercado de trabalho. No macroeconômico, a ser explorado neste artigo, o capital humano é central nas teorias de crescimento. Ambas as abordagens enxergam esse fator de produção como causa do crescimento da renda.

A literatura teórica sobre a relação entre capital humano e crescimento é extensa, da qual se destacam três contribuições. Nelson e Phelps (1966) argumentam que o capital humano possui forte interação com o processo de difusão tecnológica – isto é, a educação é parte do processo de difusão da tecnologia e gera externalidades, além do retorno privado, propiciando crescimento econômico e aproximando a economia da fronteira tecnológica. Para além da difusão, Romer (1990) aborda a relação entre capital humano e inovação tecnológica. O autor argumenta que a tecnologia e o desenvolvimento de novos conhecimentos utilizados na produção de bens da economia são funções da mão de obra qualificada e do estoque de conhecimento. Sua teoria aponta para uma relação positiva entre capital humano e taxa de crescimento, via criação de novos conhecimentos.

Por fim, Mankiw, Romer e Weil (1992) criticam a formulação proposta por Romer pela geração de um efeito escala e baseiam-se no modelo de Solow (1956), com o objetivo de incluir a variável capital humano diretamente na função de produção. Adicionalmente, argumentam que tal fator de produção é correlacionado com o investimento em capital físico, de forma que sua exclusão levaria à sobrevalorização da influência deste na renda *per capita*. Os autores encontram evidências de que o investimento em capital humano, medido pela taxa de matrícula, é importante para explicar as diferenças no nível de renda *per capita* entre os países, além de melhorar o ajuste do modelo de Solow aos dados.

Mincer (1996) ressalta a existência de uma relação recíproca entre crescimento de capital humano e desenvolvimento econômico. Da mesma forma que o acúmulo de capital humano é responsável por parte do crescimento econômico de longo prazo, diversas transformações sociais geradas no processo de desenvolvimento econômico são motivadoras do investimento das famílias e das diferentes esferas do governo nesse fator de produção. O autor aponta o crescimento da renda, a urbanização, a transição demográfica e a participação da mulher no mercado de trabalho não apenas como consequências, mas também como explicações para o investimento em capital humano.

No entanto, a generalização da relação positiva entre escolaridade, como medida do capital humano, e desenvolvimento econômico deve ser tratada com cautela. Pritchett (2001) observa considerável heterogeneidade entre países quando

se considera o efeito da educação no crescimento econômico; em alguns casos, chega-se a encontrar efeito nulo. Questionando a consistência dos dados, o autor incluiu a qualidade da escolaridade como possível justificativa à variação observada nas estimativas. Segundo Pritchett (2001), as diferenças na qualidade educacional entre os países podem ter influência na efetiva transmissão de conhecimento e habilidades, o que gera distintos retornos salariais à educação e, conseqüentemente, afeta o processo de crescimento e desenvolvimento econômico.

Cabe salientar a importância do capital emocional como um elemento na determinação do capital humano, visto que está relacionado com a resiliência e o aproveitamento do potencial dos estudantes, como enfatizado por Nakabashi (2023). O capital emocional é um dos elementos relevantes que relaciona a quantidade com a qualidade educacional. Em regiões com pouco capital emocional dos estudantes, a relação entre essas duas variáveis torna-se mais fraca. Nesse contexto, medir a qualidade de capital humano é relevante para entender o processo de crescimento da renda. Card e Krueger (1992) utilizam a proporção de alunos por professor, a duração média do ano escolar e o salário relativo dos professores como variáveis que captam a qualidade educacional. Os resultados encontrados sugerem que educação de maior qualidade implica maiores retornos salariais por ano adicional de escolaridade. Nessa linha, Hanushek e Wössmann (2008) argumentam a favor da utilização de medidas da qualidade do capital humano. Os autores sugerem que a desconsideração de variáveis relacionadas à qualidade da educação pode subestimar a magnitude das diferenças educacionais entre os países, enviesando seu efeito sobre a renda.¹⁰ Os autores encontram evidências de que a qualidade da educação¹¹ tem impacto importante tanto nos ganhos individuais quanto no crescimento econômico de países em desenvolvimento. A conclusão dos autores é que um país cuja população tem maior qualidade de capital humano parece obter melhor desempenho econômico.

Hanushek e Kimko (2000) também utilizam medidas de qualidade da educação.¹² Os autores argumentam que, por simples razões de investimento, não se espera que variáveis como anos de escolaridade cresçam de forma ilimitada, enquanto é mais natural imaginar um crescimento contínuo em sua qualidade. Com uma amostra de 31 países e dados de 1960 a 1990, os resultados do estudo

10. No artigo, Hanushek e Wössmann (2008) referem-se ao papel das habilidades cognitivas no desenvolvimento econômico. Dessa forma, usam resultados de exames padronizados em disciplinas-chaves, especificamente em matemática, ciências e leitura, para medir tais habilidades. Os autores estão em busca de uma medida de capital humano, variável latente, não observada. E argumentam que a habilidade cognitiva seria uma forma mais adequada para mensurar esse capital, visto que capta a influência do currículo e da qualidade da escola, além do papel da família. No artigo, denominaremos as medidas de desempenho educacional como medidas da qualidade da educação.

11. Para medir qualidade da educação, os autores utilizam desempenho comparável dos estudantes em matemática, leitura e ciências, em doze exames internacionais que permitem o acompanhamento de um painel de países.

12. Para medir a qualidade da educação, os autores utilizam desempenho comparável dos estudantes em matemática e ciências em seis testes internacionais que permitem o acompanhamento de um painel de países.

indicam que o aumento de um desvio-padrão na qualidade da força de trabalho eleva em até 1,4 pontos percentuais (p.p.) o crescimento da renda anual *per capita*. Ao incluir, simultaneamente, medidas de quantidade e qualidade do capital humano, os autores observam que a variável de quantidade tem seu coeficiente drasticamente diminuído, indicando que a qualidade apresenta maior impacto potencial no crescimento econômico e que a quantidade captura, de forma indireta, os efeitos da qualidade.

A dificuldade em encontrar uma *proxy* que capture a multidimensionalidade da qualidade do capital humano é destacada por Saraiva, Silva e França (2017), quando propõem uma medida que utiliza análise fatorial para as microrregiões do Brasil. Os resultados dos autores sugerem os seguintes determinantes da qualidade do capital humano:

- a média das notas do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem);
- a distorção idade-série;
- a quantidade média de computadores por escola;
- as porcentagens de professores com ensino superior completo e com pós-graduação *stricto sensu*;
- a mortalidade infantil; e
- a média das notas do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade).

Nakabashi e Salvato (2007) estimam os efeitos do capital humano no desempenho econômico dos estados brasileiros, construindo um índice com aspectos qualitativos e quantitativos. Para qualidade, eles utilizam a porcentagem de professores com ensino superior completo, a taxa de aprovação e a quantidade de alunos por sala de aula, enquanto para quantidade, os anos de escolaridade, variável bem estabelecida na literatura para captar tal aspecto do capital humano. Apesar de magnitudes menores que o esperado, os autores encontraram relação positiva e significativa entre o índice de qualidade de capital humano e o nível da renda por trabalhador.

Dada a relação positiva e significativa entre a qualidade do capital humano e a renda também no Brasil, podemos citar o trabalho de Lynn *et al.* (2017), que utilizaram as notas do Pisa de 2009, 2012 e 2015 como medida de conhecimento adquirido, na tentativa de traçar a relação destas com indicadores de qualidade de vida nos estados brasileiros. Levando em conta uma possível dependência espacial das notas, os autores encontraram um coeficiente de correlação de 0,79 entre as médias estaduais do Pisa e da renda domiciliar *per capita*. Além disso, por uma análise de componentes principais, os autores mostraram que há forte correlação

entre mortalidade infantil, acesso à água, pobreza e fertilidade com a nota do obtida no exame.

Curi e Menezes-Filho (2014) exploraram a relação entre qualidade da educação e indicadores econômicos, a partir de um pseudopainel com dados do Saeb, da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), referente a 1982 e 1995, e do Censo Demográfico 2000, ambos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os autores buscam quantificar o impacto das notas em matemática no Saeb de 1995 nos salários em 2000. Ao agrupar os indivíduos por ano de nascimento, Unidade da Federação (UF) de residência, raça e gênero, as estimações indicam que um aumento de 10% na proficiência dos alunos em matemática gera um acréscimo de 3% no salário quando adultos.

Com base na literatura apresentada nesta seção, pretendemos examinar a relação entre os salários nos municípios brasileiros e a qualidade da escolaridade.

3 METODOLOGIA

3.1 Equação a ser estimada

Tendo-se por base uma função de produção minceriana que parte de uma função de produção Harrod-Neutral (Mincer, 1974; Hall e Jones, 1999), equilíbrio de mercado competitivo – que estabelece que o salário é igual ao produto marginal do trabalho – e ausência de externalidades, obtém-se a equação de interesse, em um contexto de corte transversal:

$$\ln W_i = a + \beta \varphi_e E_i + \beta \varphi_q Q_i + \alpha \ln k_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i + \varepsilon_i. \quad (1)$$

Na equação (1), i é a unidade agregada de interesse – no caso deste artigo, municípios; W identifica o salário; E representa os anos de estudo; e Q é uma medida de qualidade da escolaridade, enquanto φ_e e φ_q são seus respectivos efeitos na formação do capital humano; k é o estoque de capital físico por trabalhador; L é estoque de trabalho; e α e β são as participações do capital físico e do trabalho na renda; finalmente, a constante capta a produtividade. Para maiores detalhes da derivação da equação (1), recomenda-se que se confira o apêndice D.¹³

3.2 Estratégia de estimação e fontes de dados

A equação (1), apresentada anteriormente, foi utilizada como base para as estimações do estudo. Porém, outras variáveis foram utilizadas para testar a robustez dos resultados. Na análise, apresentamos a comparação entre estimações por mínimos quadrados ordinários (MQO) e aquelas que consideram uma possível correlação espacial entre as variáveis.

13. A equação (1) corresponde à equação (D.15) do apêndice D.

3.2.1 Variáveis principais

A variável dependente da equação estimada é a renda do trabalho, tendo como fonte a Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (Rais/MTE), referente a 2017. A Rais é composta por dados de empregados formais, cujas informações são obrigatoriamente declaradas por todas as organizações formais empregadoras do país. Mesmo não cobrindo de forma homogênea todos os setores econômicos e UFs, para a variável de rendimento utilizada neste estudo, a dispersão em torno da média é similar à encontrada nos dados da PNAD, o que indica a qualidade das informações da Rais (De Negri *et al.*, 2001). As médias municipais foram calculadas para adultos de 24 e 25 anos, com pelo menos o ensino fundamental completo e formalmente empregados. No Brasil, 45,5% da população não possuía ensino fundamental completo e 53,7% dos ocupados não tinham carteira assinada no fim de 2017, e, portanto, os resultados podem não ser representativos para toda a população na faixa etária indicada.

Como medida da qualidade educacional, utilizamos o Ideb para o 9º ano do ensino fundamental do município. O Ideb é uma combinação de informações de desempenho e fluxo escolar (Inep, 2004). O cálculo do Ideb é feito pela multiplicação entre a proficiência padronizada (média de português e matemática) dos alunos (nota Saeb) e a proporção de aprovados na etapa avaliada. Também foram estimados modelos considerando-se apenas o componente da proficiência do Ideb – ou seja, a nota do Saeb. Nossa pressuposição é que a qualidade do aprendizado é captada pelo Ideb e pelo indicador puro de proficiência, de forma que um município com maiores índices possui melhor qualidade da educação. Como indicam Hanushek e Wössmann (2008), a principal vantagem da utilização do desempenho escolar – incluído no Ideb – é capturar variações entre sistemas de ensino, o que é bastante comum no Brasil, visto que a administração do ensino fundamental é papel de estados e municípios.

Por sua vez, para a quantidade, a variável utilizada foi construída com base no nível de instrução de adultos empregados, dado coletado nos microdados do Censo Demográfico 2010. Originalmente uma variável categórica, ela foi transformada em anos de escolaridade com base nas definições do Inep, com o objetivo de facilitar a interpretação dos coeficientes estimados.¹⁴ Portanto, consideramos que o nível médio de instrução em cada município se manteve constante entre 2010 e 2017. Adicionalmente, assumimos que não houve um processo relevante de migração entre os municípios no período 2007-2017. Tal hipótese se torna menos restritiva com a abordagem espacial utilizada, uma vez que é levado em conta o efeito das variáveis dos municípios vizinhos, de potenciais origens e de destinos migratórios.

14. Multiplicou-se a proporção da população com 24 e 25 anos com cada nível de instrução pelos anos de estudo, para obter o nível: ensino fundamental = 9; ensino médio = 12; e ensino superior = 16.

A Rais 2017 também fornece informações sobre o nível de instrução dos trabalhadores registrados. Porém, segundo De Negri *et al.* (2001), parece existir diferença significativa entre tais dados e a mesma informação coletada pela PNAD ou pelo Censo Demográfico. Dessa forma, decidiu-se não utilizar a Rais como fonte de dados para a quantidade da educação.

É possível que haja endogeneidade nas medidas de quantidade e qualidade de escolaridade. Segundo indicam Hanushek e Kimko (2000), o desempenho escolar, assim como os anos de escolaridade, podem ser produtos, e não causas, de fatores que estão relacionados ao crescimento da renda, como o desempenho econômico do município. Para endereçar tal endogeneidade, foi aplicada a estratégia de Bedard e Ferrall (2003), que utilizaram a variável de capital humano de forma defasada. A renda do trabalho média municipal de 2017 foi calculada para indivíduos com 24 e 25 anos, enquanto utilizamos o Ideb municipal para alunos do 9º ano em 2007,¹⁵ quando tinham entre 14 e 15 anos (Inep, 2004). Por sua vez, o cálculo do nível de instrução ocorre com dados de 2010 e é restrito a adultos empregados com 24 e 25 anos.

Outro possível problema da utilização do Ideb, nesse contexto, é a inclusão em seu cálculo de alunos que não estão na idade correta, de forma que a correspondência com a variável de renda dez anos à frente não é totalmente precisa. Assim, as estimações foram feitas utilizando-se como variável para qualidade educacional o Ideb calculado com a nota dos alunos em idade correta e a taxa de aprovação média no 9º ano do fundamental. Como as medidas de qualidade da educação utilizadas correspondem ao 9º ano do ensino fundamental, as variáveis de renda do trabalho e de nível de instrução também foram restringidas aos indivíduos com pelo menos esse nível de escolaridade.

Completando a equação (1), foram utilizadas como *proxy* de capital físico e trabalho a quantidade de capital residencial urbano (*cap_res*), retirado do Ipea (capital residencial total), e a população economicamente ativa com 24 e 25 anos (*pea*), também do Censo Demográfico 2010, respectivamente. Os dados de capital residencial foram utilizados pela falta de outras variáveis que mensuram o capital produtivo, assim como em Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013). Reescrevendo a equação (1) de acordo com a estratégia descrita anteriormente, temos:

$$\ln renda_{i,2017} = a + \delta_1 \cdot escolaridade_{i,2010} + \delta_2 \cdot ideb_{i,2007} + X_i\gamma + \varepsilon_i, \quad (2)$$

em que i é o indicador do município; $renda_{i,2017}$ é a renda média do trabalho do município i , em 2017 – W na equação (1); $escolaridade_{i,2010}$ é a média de anos de escolaridade do município i , em 2010; e $ideb_{i,2007}$ ¹⁶ é o índice de qualidade da

15. A escolha por 2007 dá-se pelo fato de ser a primeira aplicação com publicação de microdados de caráter censitário.

16. Lembrando que também foram estimados modelos que consideram a nota Saeb como indicador da qualidade educacional.

educação do município i , em 2007 – E e Q na equação (1), respectivamente. δ_1 e δ_2 são os parâmetros de interesse associados às variáveis que mensuram os dois aspectos do capital humano, resultado da combinação de β com φ_e e φ_q , respectivamente, na equação (1). Na matriz X , estão incluídas as variáveis que medem os estoques de capital físico e trabalho; γ é o vetor de parâmetros associado a X ; ε é o termo de erro; e a é a constante do modelo, como na equação (1).

3.2.2 Variáveis adicionais de controle de viés

Foram adicionadas variáveis de controle, com o intuito de avaliar a robustez dos resultados, considerando-se características que poderiam gerar algum viés de variável omitida. Segundo Hanushek e Kimko (2000), o desempenho escolar dos alunos pode ser influenciado por outros fatores, como o ambiente familiar. Alunos pertencentes a famílias desestruturadas tendem a ter pior desempenho escolar, de forma que contaminaria a captação da qualidade do ensino. A proporção de mulheres chefes de família, sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos (*prop_mulherchefe*) em 2010, retirada do Censo Demográfico 2010, foi utilizada como indicativo da desestruturação familiar média no município (Scorzafave, Soares e Dorigan, 2015). Espera-se efeito negativo da variável na nota do município e, conseqüentemente, na renda do trabalho.

Também indicado por Hanushek e Kimko (2000), outro efeito no salário médio de um município pode vir da migração. A migração de mão de obra qualificada pode aumentar o nível da renda local. A proporção de pessoas não naturais da UF e residentes no município (*prop_mig*), retirada do Censo Demográfico 2010, foi a variável escolhida como controle para o efeito dos migrantes no nível de renda, além do método empregado nas estimações que leva em conta a correlação espacial das variáveis – ou seja, o efeito das variáveis dos municípios vizinhos.

Características demográficas também podem ser determinantes do salário médio municipal. A população negra (pretos e pardos) e do gênero feminino, historicamente, possuem salários mais baixos, enquanto a população urbana apresenta salários mais altos, sendo tais variáveis comumente utilizadas em estudos com dados microeconômicos, como em Nakabashi e Assahide (2017), Silva, França e Pinho Neto (2016), Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wyllie (2006), Hoffmann e Kassouf (2005) e Kassouf (1994). Assim, foram incluídas estimações com a proporção municipal de mulheres (*prop_mulher*), negros (*prop_negra*) e população urbana (*prop_urbana*), como forma de controlar para o diferencial salarial desses grupos no mercado de trabalho. Tais variáveis têm como fonte o Censo Demográfico 2010.

A amostra final para as estimações é composta pelos municípios com disponibilidade de dados para todas as variáveis utilizadas, o que totaliza 5.461 municípios, dos

5.561 oficialmente existentes em 2007. A tabela 1 contém as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão
Renda (2017)	1.461,44	1.426,46	131,52	3.652,26	297,86
Escolaridade (2010)	11,36	11,34	9,28	14,19	0,53
Ideb (2007)	3,54	3,54	1,50	6,11	0,70
Nota Saeb (2007)	4,60	4,58	2,70	7,17	0,54
Pea (2010)	746,77	166,78	7,19	282.914,90	5.112,47
log (pea) (2010)	5,28	5,12	1,97	12,55	1,29
cap_res (R\$ 1 mil) (2000)	224,79	28,28	0,91	156.891,70	2.703,89
cap_res/pea (2000)	0,21	0,19	0,02	1,38	0,10
log (cap_res/pea) (2000)	-1,70	-1,66	-4,02	0,32	0,51
prop_mulherchefe (2010)	20,00	18,16	0,00	77,59	10,24
prop_mig (2010)	0,11	0,07	0,0004	0,77	0,11
prop_mulher (2010)	0,44	0,44	0,00	1,00	0,13
prop_negra (2010)	0,52	0,56	0,004	0,93	0,23
prop_urbana (2010)	0,64	0,65	0,04	1,00	0,22

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: Observações = 5.461.

3.3 Métodos econométricos espaciais

Anselin e Bera (1998) definem correlação espacial como um fator geográfico não observado que varia de forma sistemática no espaço, formando agrupamentos de observações com valores similares para determinada variável. Assim, para cada unidade de observação, deve ser determinado um conjunto de “vizinhos” que potencialmente interagem com esta.

Segundo Kalenkoski e Lacombe (2008), a dependência espacial em economia, principalmente com dados municipais, pode ser resultado de muitos fatores, como economias de aglomeração e dinâmicas regionais de atração de mão de obra. Também pode haver correlação do erro de medida nas variáveis de interesse, uma vez que a determinação do valor da variável pode ocorrer em nível regional, e não municipal.

Para o diagnóstico da presença de correlação espacial, utilizamos a estatística I de Moran. O valor da estatística varia de -1 a 1, sendo -1 indicativo de relação linear negativa perfeita entre o valor da variável no município em questão e dos

seus vizinhos e 1 indicativo de relação linear positiva perfeita. O valor 0 para o I de Moran indica ausência de correlação espacial linear.

O cálculo foi feito para diferentes estruturas de vizinhança, dos tipos rainha, torre, K-5, K-10 e por distância máxima. Enquanto a rainha considera como vizinhos todos os municípios que possuem ao menos um ponto da fronteira compartilhado, a torre considera como vizinhos aqueles que possuem um segmento de reta compartilhado. As matrizes de vizinhança K-5 e K-10 são construídas pela distância entre os centroides dos municípios e consideram vizinhos, respectivamente, os cinco e dez municípios de menor distância entre os centroides. Por sua vez, a matriz por distância máxima considera vizinho todo município cuja distância entre os centroides é menor ou igual a uma determinada distância.

A próxima etapa foi identificar se a correlação espacial ocorre na variável dependente, no termo de erro ou nas variáveis explicativas. Quando a correlação espacial está nas variáveis explicativas, utiliza-se o modelo espacial de defasagem em X (SLX), no qual se inclui uma matriz de explicativas defasadas espacialmente que, como é exógena por hipótese, possibilita a estimação por MQO. Se há correlação espacial na variável dependente, deve ser utilizado o modelo autorregressivo espacial (SAR), no qual se inclui como variável explicativa o vetor de variáveis dependentes do conjunto de vizinhos. Caso a dependência espacial ocorra no termo de erro, o modelo indicado é o de erros espaciais (SEM), que inclui o vetor de termos de erro do conjunto de vizinhos como componente do erro da estimação. Se existe correlação espacial na variável dependente e no termo de erro, utilizamos o modelo de autocorrelação espacial (SAC), que inclui tanto o vetor de variáveis dependentes, quanto o vetor de termos de erro defasados espacialmente. Para correlação espacial nas variáveis explicativas e na variável dependente, os valores destas nas observações dos vizinhos são incluídas, e estima-se o modelo Durbin espacial (SDM). Por fim, se há dependência espacial nas variáveis explicativas e no termo de erro, não somente os valores das explicativas, mas também os termos de erro dos vizinhos são incluídos, e é estimado o modelo Durbin de erro – SDEM (Lesage e Pace, 2009).

Podemos representar os modelos como em (3):

$$\begin{aligned} Y &= \alpha \iota_N + \rho PY + X\beta + PX\theta + u \\ u &= \lambda Pu + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

em que P é uma matriz de ponderação espacial $N \times N$, que descreve a estruturada dependência espacial entre as unidades da amostra; Y representa um vetor $N \times 1$, que consiste em uma observação da variável dependente para cada unidade da amostra ($i = 1, \dots, N$); ι_N é um vetor $N \times 1$ da constante 1 associada ao parâmetro α ; X denota uma matriz $N \times K$ de regressores associada ao vetor $K \times 1$ de parâmetros β e ao vetor $K \times 1$ de parâmetros θ , que captura o efeitos dos regressores dos vizinhos; ρ e λ mensuram o grau de dependência entre as unidades; e ε é um vetor

dos termos de erro independentes e identicamente distribuídos, com média 0 e variância σ^2 (Vega e Elhorst, 2015). O termo PY denota os efeitos de interação endógenos entre as variáveis dependentes; PX , os efeitos de interação exógenos entre os regressores; e Pu , os efeitos de interação entre os termos de erro perturbação das diferentes observações (Vega e Elhorst, 2015). Se $\rho = \lambda = 0$, temos o modelo SLX. Caso $\theta = \lambda = 0$, temos o modelo SAR. Se $\rho = \theta = 0$, temos o modelo SEM. Se $\theta = 0$, o modelo é identificado como SAC. Caso $\lambda = 0$, temos o modelo SDM. Por fim, se $\rho = 0$, temos o modelo SDEM.

Para investigar a dependência espacial na variável dependente e no erro, foram utilizados os testes de multiplicador de Lagrange (ML) propostos por Anselin *et al.* (1996). O teste *ML lag* verifica a existência de correlação espacial na variável dependente, enquanto o teste *ML erro*, a correlação espacial no termo de erro. As estatísticas dos testes possuem distribuição χ^2 com um grau de liberdade sob a hipótese nula de ausência de dependência espacial. Se ambos os testes rejeitarem a hipótese nula, deverão ser incluídas as matrizes de correlação espacial tanto na variável dependente quanto no erro associado à estimação (Florax, Folmer e Rey, 2003).

A escolha sobre incluir defasagem espacial das variáveis explicativas foi feita a partir do critério de informação bayesiano (BIC), escolhendo-se o modelo que apresentou o menor valor calculado do critério. Um critério de informação parte do princípio de que a adição de um parâmetro deve ser feita somente se a melhoria no ajuste do modelo compensar o aumento da sua complexidade (princípio da parcimônia). O BIC, especificamente, é indicado para amostras grandes, para as quais a penalização pela complexidade do modelo é falha em outros critérios de informação (Cameron e Trivedi, 2005).

3.4 Análise exploratória de dados espaciais

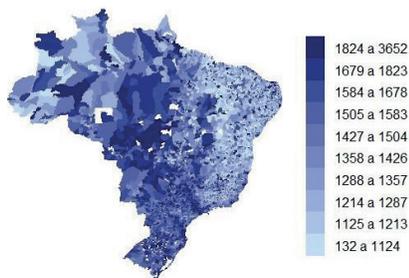
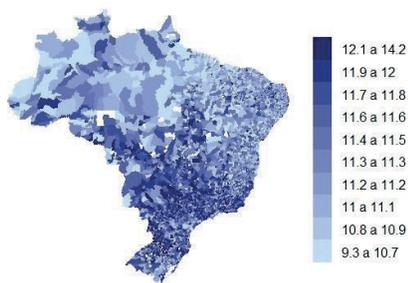
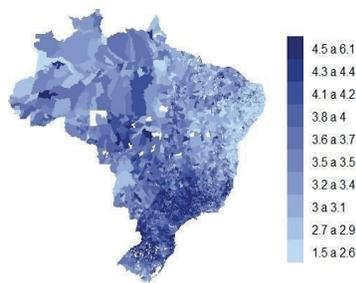
Para explorarmos a relação espacial das variáveis, é interessante, inicialmente, analisarmos sua distribuição no espaço. Na figura 1, estão as representações da distribuição espacial das variáveis de salário (1A), escolaridade (1B) e Ideb (1C) nos municípios brasileiros. Seus valores foram divididos em decis, indicados na legenda em gradientes de coloração, com valores mais altos das variáveis em gradientes mais escuros.

Para as três variáveis, há indícios de correlação espacial – ou seja, observamos agrupamentos de municípios com valores similares para cada variável. Na figura 1A, percebemos que, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, os municípios com salários mais altos estão rodeados por municípios também com salários nos *quantis* superiores. Por sua vez, na região Nordeste, municípios com salários nos *quantis* inferiores estão majoritariamente rodeados por municípios na mesma situação. Para a escolaridade média, representada na figura 1B, o resultado é mais difuso, mas ainda aparenta haver agrupamentos de municípios com médias mais altas em áreas do Sul, do Sudeste e de parte do Centro-Oeste, enquanto nas regiões Norte e Nordeste parece existir concentração de médias menores de anos de escolaridade. Vale lembrar que as variáveis de renda do trabalho e escolaridade média estão restritas a adultos empregados com 24 e 25 anos, com pelo menos nove anos de estudo, de modo que não refletem as médias municipais para toda a população. Na figura 1C, que representa a distribuição espacial do Ideb, a concentração parece ainda mais definida que para salário e escolaridade. *Quantis* mais altos agrupam-se, principalmente, em áreas do Sudeste e do Sul, enquanto no Nordeste há agrupamentos de municípios com piores desempenhos.

Buscando confirmar as relações espaciais das variáveis do exercício anterior, calculamos a estatística I de Moran global. Para a amostra utilizada neste trabalho, o valor esperado da estatística sob a hipótese nula de ausência de correlação espacial é igual a $-0,0002$.¹⁷ Na tabela 2, as estatísticas foram significativas a 1% para as três variáveis nas cinco matrizes de vizinhança descritas na seção anterior e, portanto, indicam que há um componente espacial na determinação dos seus valores.

17. Para calcular o valor esperado do I de Moran, utiliza-se $E(I) = -1/(N - 1)$ – Lesage e Pace (2009).

FIGURA 1

Distribuição espacial das variáveis renda do trabalho, escolaridade e Ideb**1A – Renda do trabalho (R\$)****1B – Escolaridade média (anos)****1C – Ideb**

Fontes: Rais/MTE (2017), Censo Demográfico/IBGE (2010) e Ideb/Inep 2007.
Elaboração dos autores.

Obs.: As áreas sem preenchimento pertencem aos municípios retirados da amostra.

Os resultados da tabela 2 refletem as percepções da figura 1, que apresenta agrupamentos de municípios com valores similares para as três variáveis, sendo o Ideb com maior correlação espacial – ou seja, apresenta valor do I de Moran mais próximo de 1 entre as variáveis exploradas.

TABELA 2

Estatísticas globais I de Moran

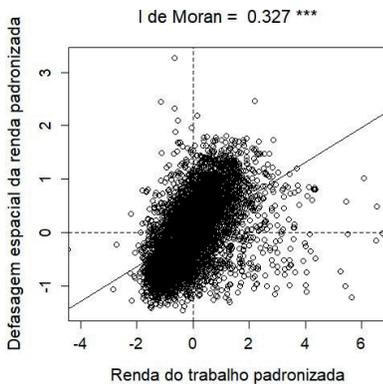
Matriz de vizinhança	Renda	Escolaridade	Ideb
Rainha	0,326***	0,351***	0,697***
Torre	0,329***	0,350***	0,698***
K-5	0,337***	0,352***	0,708***
K-10	0,324***	0,345***	0,698***
d < 30 km	0,278***	0,300***	0,661***

Fontes: Rais/MTE (2017), Censo Demográfico/IBGE (2010) e Ideb/Inep 2007.
Elaboração dos autores.

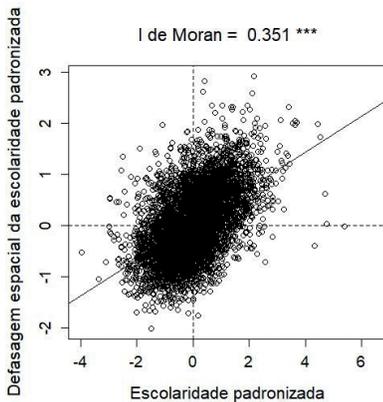
Obs.: Significância: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; e *** $p < 0,01$.

Definimos como convenção para as estimações a matriz de vizinhança do tipo rainha, pois matrizes de vizinhança por quantidade fixa de vizinhos, como K-5 e K-10, poderiam selecionar como vizinhos municípios muito distantes, uma vez que alguns municípios foram retirados da amostra por falta de dados, além daqueles do Norte e do Centro-Oeste do país possuírem áreas geográficas maiores. Para visualizarmos a intensidade da correlação espacial testada pelo I de Moran global, na figura 2, estão os valores observados padronizados para cada município para as três variáveis (eixo das abcissas), com relação aos valores observados padronizados para seu grupo de vizinhos (eixo das ordenadas). A reta incluída nas figuras representa um ajuste linear das observações, cuja inclinação é o I de Moran calculado.

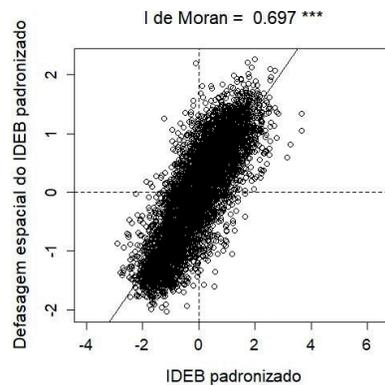
FIGURA 2
I de Moran local para salário, escolaridade e Ideb
2A – Salário



2B – Escolaridade média



2C – Ideb



Fontes: Rais/MTE (2017), Censo Demográfico/IBGE (2010) e Ideb/Inep 2007.
Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; e *** $p < 0,01$.

Na figura 2, as observações concentram-se nos primeiros e terceiros quadrantes, condizendo com o valor positivo do I de Moran. Também é possível constatar a maior importância do componente espacial do Ideb, visto que os pontos estão mais concentrados no primeiro e no terceiro quadrantes.

A distribuição espacial para as variáveis de capital físico e trabalho estão na figura A.1, no apêndice A. Nesta, observamos concentração de maiores valores de capital físico por trabalhador (figura A.1.A) nas regiões Sul e Sudeste, como esperado para regiões mais desenvolvidas, enquanto valores menores se concentram nas regiões Norte e Nordeste. Por sua vez, para a população economicamente ativa com 24 e 25 anos (figura A.1.B), os valores estão mais bem distribuídos pelo país.

Baseando-se na equação (2), é necessário compreender em que componentes do modelo a correlação espacial deve ser considerada para estimativas consistentes. Os resultados dos testes de multiplicador de Lagrange estão na tabela 3, o que indica a rejeição da hipótese nula de ausência de dependência espacial nas estatísticas convencional e robusta do teste *ML erro*, enquanto ambas as estatísticas do teste *ML lag* não foram estatisticamente diferentes de 0. Portanto, os resultados revelam a existência de correlação espacial somente no termo de erro, alinhando a especificação ao modelo SEM.

TABELA 3
Diagnóstico de autocorrelação espacial: multiplicador de Lagrange

Teste	Estatística	p-valor
ML lag	1,76	0,18
ML erro	537,71	0,00
ML lag robusto	0,96	0,33
ML erro robusto	536,91	0,00

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.
Elaboração dos autores.

Resta definir se devemos incluir variáveis explicativas espacialmente defasadas, além da estrutura espacial no termo de erro. Assim, foi feita a estimação do modelo SDEM para comparação do BIC com o modelo SEM. A avaliação dos critérios de informação indicou que o modelo SDEM é o mais adequado, com BIC de -3937,90, enquanto SEM apresentou BIC de -3776,63.

Definimos, então, a equação final para estimação:

$$\begin{aligned}
 \lnrenda_{i,2017} &= a + \delta_1 \cdot escolaridade_{i,2010} + \delta_2 \cdot ideb_{i,2007} \\
 &+ \sum_{j=0}^q P_j \cdot (\theta_1 escolaridade_{i,j_{2010}} + \theta_2 \cdot ideb_{i,j_{2007}}) + u_i \\
 u_i &= \lambda \sum_{j=0}^q P_j u_j + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{4}$$

em que j é o indexador dos vizinhos; e P , a matriz de ponderação espacial do tipo rainha, que vai de 0 a q , dependendo da quantidade de vizinhos. Os parâmetros θ correspondem aos efeitos das variáveis explicativas dos vizinhos na renda do município i .

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com o encontrado na análise exploratória dos dados espaciais, o modelo escolhido foi o SDEM. Inicialmente, é interessante confirmar se o componente espacial foi retirado dos resíduos da estimação, o que atestaria boa especificação do modelo. Na figura B.1 do apêndice B, observa-se a concentração de observações nos primeiro e terceiro quadrantes, o que caracteriza existência de correlação espacial. Tal concentração não se mantém após a estimação do modelo SDEM, e o I de Moran não é estatisticamente diferente de zero (figura B.1.B).

Por não incluir a defasagem espacial do regressando, os coeficientes estimados do modelo SDEM não precisam de cálculos adicionais para encontrar os efeitos diretos e de transbordamento, pois não possuem efeitos *feedback* – ou seja, aqueles que passam para os municípios vizinhos e voltam para o município que proveja a mudança (Vega e Elhorst, 2015). Utilizando-se a equação (4), por exemplo, as estimativas dos parâmetros δs já fornecem os efeitos diretos, enquanto as estimativas dos parâmetros θs apresentam os efeitos de transbordamento.

Os resultados obtidos nas estimações por MQO e SDEM estão na tabela 4. Nesta, estão os efeitos das variáveis explicativas no próprio município, assim como os coeficientes estimados correspondentes às variáveis na vizinhança indicados com o termo *lag* antes do nome da variável. Comparando as estimações por MQO e SDE (do modelo completo) – colunas (3) e (6), respectivamente –, observamos redução significativa dos coeficientes de quantidade e qualidade da educação, ao utilizarmos a abordagem espacial, o que pode indicar a importância desse componente nas estimações. A maior redução ocorre no coeficiente da qualidade, em linha com o encontrado nos testes da tabela 2, que indica a maior dependência espacial dessa variável. A defasagem espacial da medida de quantidade da educação não apresentou coeficientes estatisticamente significativos. A interpretação dos resultados foi feita de acordo com aqueles apresentados nas colunas (4) a (6), que utilizam a metodologia espacial na estimação.

A adição da medida de qualidade reduz o coeficiente da quantidade de escolaridade. Ao se comparar os resultados das colunas (4) e (6), o impacto de um ano a mais na média de escolaridade no salário médio do município diminui de 2,4% para 1,1% quando se inclui a qualidade da educação. O contrário não parece ser válido, uma vez que o coeficiente da qualidade da educação pouco se altera entre as estimações sem e com a quantidade de escolaridade – colunas (5) e (6),

respectivamente. Tal observação está em linha com o encontrado na literatura. No estudo de Hanushek e Kimko (2000), a inclusão da medida de qualidade da educação diminui o impacto do acréscimo de um desvio-padrão de quantidade de escolaridade no crescimento econômico de 1,4 p.p. para 0,3 p.p. Para os estados brasileiros, Nakabashi e Salvato (2007) também constataram redução significativa do efeito dos anos de escolaridade na renda, ao incluírem um índice de qualidade de capital humano, passando de 17,2% para 12,2% a cada ano de estudo adicional. Dessa forma, ainda que com coeficientes em magnitudes menores, as estimativas da tabela 4 apresentam o comportamento esperado, indicando que parte importante do efeito da educação nos salários provém da sua qualidade. Desse modo, estimações que não considerem essa importância levam a conclusões equivocadas pelo viés gerado.

Segundo as estimativas na coluna (6), um desvio-padrão a mais (0,7 pontos) no Ideb municipal acresceria a renda do trabalho em 1,7%, enquanto o acréscimo de um desvio-padrão nos anos de estudo (0,53 anos) aumentaria a renda em 0,6%. Logo, uma melhoria de um desvio-padrão na educação local seria responsável por um aumento de 2,3% da renda do trabalho, somando-se os efeitos da qualidade e da quantidade. Observa-se, portanto, um efeito maior da qualidade que da quantidade da educação, o que pode ser reflexo, em parte, do recorte utilizado na estimação, que considera apenas indivíduos com pelo menos o ensino fundamental completo. Parte da literatura indica que a quantidade de escolaridade tem efeitos marginais decrescentes – ou seja, os primeiros anos de estudo têm efeitos marginais maiores que os últimos (Psacharopoulos e Patrinos, 2004). Assim, uma vez que se parte de um nível de instrução maior, a quantidade da educação tende a ter influência menor nos rendimentos.

Em termos de comparação com a literatura, os resultados estão abaixo dos usualmente encontrados. No trabalho de Curi e Menezes-Filho (2014), uma elevação de um desvio-padrão na proficiência em matemática, que pode ser *proxy* de qualidade educacional, gera um aumento de 2,8% no salário. Por sua vez, Nakabashi e Salvato (2007) encontram um acréscimo de 5,7% no salário para um aumento de 10% na qualidade da educação; enquanto, para os mesmos 10% de acréscimo no Ideb médio, o salário se eleva em 0,8%, segundo os resultados da tabela 4. A diferença deste estudo em relação aos citados anteriormente decorre, pelo menos em parte, do recorte amostral e do método de estimação que controla para a correlação espacial.

Um ponto interessante dos resultados é o efeito da qualidade da educação da vizinhança sobre o município. Segundo as estimativas, o efeito de transbordamento do Ideb no salário é maior que o efeito direto. Para um desvio-padrão a mais no Ideb dos municípios vizinhos, o acréscimo da renda do trabalho no município é de

5,7%. Somado ao efeito direto de 1,7%, o aumento de um desvio-padrão no Ideb do município e dos seus vizinhos seria responsável por um acréscimo de 7,4% no salário médio total do municipal. Esse resultado pode indicar uma subestimação do efeito da qualidade da educação em estudos passados, uma vez que desconsidera seu efeito espacial. Interessante notar a existência de efeitos de transbordamento da qualidade, mas não da quantidade, resultados que indicam a importância de coordenação regional entre políticas públicas municipais voltadas à melhoria da qualidade educacional. Em suma, um aumento de um desvio-padrão na quantidade e na qualidade levaria a um crescimento da renda média em 8,0%, levando-se em consideração os efeitos diretos e de transbordamento.

Para relacionar os resultados com a realidade atual da educação brasileira, considere que o Inep projetava um Ideb médio de 5,0 pontos no 9º ano do fundamental para 2019. Em 2017, o Ideb médio era de 4,4 pontos. Esse acréscimo de 0,6 ponto levaria a um aumento de 6,4% no salário médio municipal, sendo 1,4% por efeitos diretos e 5,0% por efeitos de transbordamento, aproximadamente R\$ 93,00. Ainda que o efeito possa ser considerado pequeno, decorrente, em parte, do baixo salário médio, ressaltamos que a qualidade educacional pode elevar o acesso aos demais níveis de ensino, incluindo-se o superior, com efeitos potencialmente relevantes sobre a renda. Apesar de sua importância, a análise do efeito da qualidade sobre a quantidade de educação será deixada para estudos posteriores.

A estimativa para o logaritmo da variável de capital físico por trabalhador não se mostrou estatisticamente significativa, mas o coeficiente de sua defasagem espacial apresentou sinal positivo e estatisticamente significativo. Portanto, o efeito total da variável tem o resultado esperado. Por sua vez, para o fator trabalho, seu coeficiente estimado é positivo nas diferentes especificações e métodos, o que indica a existência de retornos crescente de escalas de acordo com a equação (D.15); ou seja, $\alpha + \beta > 1$.

Na coluna (7), constam os resultados da equação completa trocando o Ideb pela nota média municipal no exame do Saeb como variável alternativa de qualidade da educação. No apêndice C, é apresentada uma tabela completa, semelhante a essa, tendo a nota do Saeb como medida de qualidade. O coeficiente não foi estatisticamente significativo em nível local, enquanto o da variável de quantidade da educação apresentou significância estatística. A defasagem espacial da nota do Saeb foi estatisticamente diferente de 0 na estimação e com magnitude menor que a estimação utilizando o Ideb. Segundo as estimações, o aumento de um desvio-padrão na nota média municipal do Saeb (0,54) em toda a região significaria um acréscimo de 1,7% no salário médio municipal.

Por sua vez, em termos quantitativos, o aumento de um desvio-padrão geraria acréscimo de 4,6% no salário médio (1,7% de efeito direto e 2,9% de

transbordamento). Dessa forma, a melhoria de um desvio-padrão na qualidade e na quantidade da educação elevaria a renda média do trabalho municipal das pessoas com 24 e 25 anos em 6,3%. O resultado é menor que o encontrado na coluna (6), cujos efeitos totais do aumento de um desvio-padrão na educação média em termos quantitativos e qualitativos acresceria o salário médio municipal em 8%. Essa diferença decorre de um efeito menor da qualidade quando medida pelo Saeb, que não compensa o aumento do efeito da quantidade da educação. Interessante notar que a queda do efeito da qualidade coincide com a elevação da influência da quantidade nos salários médios, o que indica a relevante interação entre essas duas características da escolaridade – ou seja, quando a qualidade não é considerada, sua influência na renda acaba sendo capturada pela quantidade. Os resultados revelam que o Ideb captura melhor a qualidade em relação ao Saeb, pois, além da queda no efeito da quantidade na renda em linha com outros estudos citados anteriormente,¹⁸ o Ideb considera a taxa de reprovação – isto é, penaliza o bom desempenho escolar quando há elevada taxa de reprovação. Esse elemento é relevante, visto que o bom desempenho em determinado ano escolar pode ocorrer justamente pela alta taxa de reprovação dos alunos com desempenho escolar mais fraco.

O coeficiente das defasagens espaciais dos erros (λ) é positivo e significativo em todas as especificações. O sinal está de acordo com o esperado, pois imagina-se que uma vizinhança com valores mais altos (baixos) de salário ou educação influencia positivamente (negativamente) os valores observados no município em questão. O coeficiente λ pode ser interpretado como o efeito médio das observações na vizinhança no salário do município (Lesage, 2014). De forma geral, os resultados apresentados na tabela 4 reforçam a relevância de considerar aspectos quantitativos e qualitativos da educação em análises empíricas, uma vez que encontramos efeitos positivos e estatisticamente diferentes de zero em praticamente todos os casos. Adicionalmente, os resultados favorecem a realização de políticas públicas voltadas para melhorias no sistema educacional que sejam coordenadas entre os municípios vizinhos.

18. Uma observação que corrobora esse ponto é que a nota do Saeb como medida de qualidade deixa de ser estatisticamente significativa quando a medida de quantidade foi adicionada na equação – resultados mostrados no apêndice D –, mas isso não é verdade para o Ideb. Inclusive, a medida da quantidade de escolaridade que na estimativa com o Ideb não é estatisticamente significativa (coluna 6 da tabela 4) mostra-se positiva e estatisticamente significativa na equação que tem a nota média do Saeb como medida de qualidade educacional (coluna 7 da tabela 4).

TABELA 4
Resultados das estimações

	MQO				SDEM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Escolaridade	0,084*** (0,005)	-	0,021*** (0,005)	0,024*** (0,005)	-	0,011** (0,005)	0,022** (0,005)
Ideb	-	0,119*** (0,003)	0,115*** (0,003)	-	0,026*** (0,005)	0,024*** (0,005)	-
Saeb	-	-	-	-	-	-	0,005 (0,006)
log (cap_res/pea)	0,064*** (0,005)	0,036*** (0,004)	0,030*** (0,004)	0,004 (0,006)	-0,003 (0,006)	-0,004 (0,006)	-0,002 (0,006)
log (pea)	0,014*** (0,001)	0,030*** (0,001)	0,028*** (0,001)	0,013*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)
lag.escolaridade	-	-	-	0,045*** (0,008)	-	-0,0004 (0,008)	0,054*** (0,009)
lag.ideb	-	-	-	-	0,084*** (0,008)	0,082*** (0,008)	-
lag.saeb	-	-	-	-	-	-	0,031*** (0,009)
lag.log (cap_res/pea)	-	-	-	0,079*** (0,010)	0,036*** (0,010)	0,035*** (0,010)	0,073*** (0,008)
lag.log (pea)	-	-	-	0,014*** (0,004)	0,018*** (0,004)	0,019*** (0,004)	0,014*** (0,004)
λ	-	-	-	0,473*** (0,017)	0,411*** (0,018)	0,409*** (0,021)	0,458*** (0,017)
Constante	6,363*** (0,063)	6,746*** (0,019)	6,522*** (0,057)	6,479*** (0,111)	6,755*** (0,043)	6,645*** (0,108)	6,677*** (0,135)
Observações	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Colunas (1) e (4) – modelo sem a variável *ideb*; colunas (2) e (5) – modelo sem a variável *escolaridade*; colunas (3) e (6) – modelo completo; e coluna (7) – modelo completo com a nota do Saeb como variável de qualidade educacional.

2. Significância: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; e *** $p < 0,01$.

3. Desvio-padrão entre parênteses.

Na tabela 5, os resultados apresentados incluem as variáveis de controle indicadas na subseção 3.1.2. Cada coluna da tabela corresponde à estimação com apenas um controle, indicado no topo de cada uma destas. Para comparação das estimativas, na coluna (1) estão os resultados sem controles, concernentes à coluna (6) da tabela 4.

Na coluna (2), foi adicionada a proporção de mulheres chefe de família. Seu coeficiente foi estatisticamente significativo e com sinal negativo, como esperado. Também observamos redução no coeficiente relacionado à qualidade educação, indicando que parte da importância do desempenho dos alunos no exame é decorrente da estrutura familiar. Adicionalmente, o coeficiente da variável de quantidade

de educação deixou de ser estatisticamente significativo. Se o efeito da estrutura familiar na renda passa pela determinação do nível de escolaridade obtido, é possível que, ao incluir uma variável que a represente, o efeito da quantidade de educação na renda perca significância estatística.

Na coluna (3), a adição do controle de proporção de migrantes de UF no município também apresentou resultado esperado, pois municípios com rendas mais elevadas podem atrair maior quantidade de migrantes (Kennan e Walker, 2011; Golgher, Figueiredo e Santolin, 2011). Além de significância estatística, a estimativa apresentou sinal positivo, mas pouco alterou os coeficientes relacionados à educação. Na coluna (4), a proporção de mulheres apresentou sinal negativo e significância estatística, como se imaginava, além de não influenciar os coeficientes de educação de forma considerável. Por sua vez, os coeficientes das proporções de negros e população urbana não apresentaram significância estatística para as variáveis em nível local, tendo somente o efeito de transbordamento com relevância estatística – colunas (5) e (6), respectivamente –, indicando que municípios cujos vizinhos possuem maior proporção de negros experimentam salários médios mais baixos, enquanto aqueles com vizinhos mais urbanizados possuem salários médios mais elevados.

Fizemos também uma regressão que abrange todos os controles e suas respectivas defasagens espaciais. É a última coluna da tabela 5.¹⁹ Como é possível observar, quando todos os controles são incluídos, a variável que mensura a qualidade da escolaridade (Ideb) deixa de ser significativa; vale notar que a variável de quantidade se mantém significativa. Como já argumentado anteriormente, esses controles influenciam o desempenho dos alunos na escola e quantos anos eles estudam. Portanto, ao incluí-los, o efeito da qualidade da escolaridade na renda acabou sendo captado por essas variáveis. Importante destacar que os efeitos de transbordamento da escolaridade se mantiveram estatisticamente significativos, embora com influência menor no regressando.

TABELA 5
Resultados das estimações com controles

	Sem controles (1)	prop_ mulherchefe (2)	prop_ mig (3)	prop_mulher (4)	prop_negra (5)	prop_ urbana (6)	Todos os controles (7)
Escolaridade	0,011** (0,005)	0,007 (0,005)	0,010* (0,005)	0,012* (0,005)	0,010* (0,005)	0,010* (0,005)	0,009*** (0,005)
Ideb	0,024*** (0,005)	0,020*** (0,005)	0,022*** (0,005)	0,023*** (0,005)	0,015*** (0,005)	0,024*** (0,005)	0,007 (0,005)
log (cap_res/pea)	-0,004 (0,006)	-0,008 (0,006)	-0,001 (0,006)	-0,005 (0,006)	-0,011* (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,006 (0,007)

(Continua)

19. A tabela completa está no apêndice C (tabela C.3).

(Continuação)

	Sem controles (1)	prop_ mulherchefe (2)	prop_ mig (3)	prop_ mulher (4)	prop_ negra (5)	prop_ urbana (6)	Todos os controles (7)
log (pea)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,013*** (0,002)	0,013*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,017*** (0,002)	0,015*** (0,002)
Controle	-	-0,001*** (0,0003)	-0,182*** (0,045)	-0,172*** (0,018)	-0,024 (0,033)	-0,011 (0,0003)	todos
lag.escolaridade	-0,0004 (0,008)	-0,003 (0,008)	0,000 (0,008)	0,003 (0,008)	0,006 (0,008)	-0,007 (0,009)	0,005*** (0,008)
lag.ideb	0,082*** (0,008)	0,072*** (0,009)	0,071*** (0,008)	0,083*** (0,008)	0,041** (0,009)	0,083** (0,008)	0,022** (0,009)
lag.log (cap_res/pea)	0,035*** (0,010)	0,020* (0,011)	0,043*** (0,010)	0,035*** (0,010)	-0,007 (0,011)	0,020* (0,011)	-0,017 (0,012)
lag.log (pea)	0,019*** (0,004)	0,021*** (0,004)	0,016*** (0,004)	0,016*** (0,004)	0,020*** (0,004)	0,012*** (0,004)	0,01*** (0,004)
lag.controle	-	-0,001** (0,004)	-0,127** (0,057)	-0,197*** (0,044)	-0,261*** (0,039)	0,100*** (0,031)	todos
λ	0,409*** (0,021)	0,404*** (0,018)	0,374*** (0,019)	0,392*** (0,019)	0,368*** (0,019)	0,407*** (0,018)	0,297*** (0,020)
Constante	6,645*** (0,108)	6,785*** (0,112)	6,708*** (0,106)	6,774*** (0,107)	6,795*** (0,108)	6,674*** (0,108)	7,098*** (0,108)
Observações	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.457
BIC	-3.937,89	-3.943,98	-4.006,47	-4.017,09	-4.020,71	-3.931,81	-4.193,39

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; e *** $p < 0,01$.

2. Desvio-padrão entre parênteses.

Por fim, uma tabela análoga à tabela 5 foi incluída no apêndice C (tabela C.2), mas tendo a nota do Saeb como medida de qualidade. O coeficiente do próprio município associado à medida de qualidade não foi significativo em nenhuma das especificações. O coeficiente relacionado à medida de quantidade manteve-se positivo e significativo em todas as especificações. Tais resultados podem acontecer pela interação entre as medidas de quantidade e qualidade quando medida pela Saeb, e uma análise mais aprofundada dessas interações seria importante em estudos futuros. Os efeitos de transbordamento via quantidade e qualidade continuaram relevantes. Em apenas duas especificações, a defasagem espacial da medida de qualidade educacional deixou de ser significativa: na especificação em que o controle *proporção da população urbana* foi incluído e na especificação com todos os controles.

5 CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo se propôs a investigar os efeitos da qualidade da educação nos salários dos municípios brasileiros. A partir da derivação de uma função de produção clássica,

utilizamos um modelo para estabelecer a relação entre a renda do trabalho e o capital humano em termos qualitativos e quantitativos.

Sob a hipótese de que a qualidade é parte relevante do impacto da educação nos salários, utilizamos abordagens diferentes das usuais para a estimação dos resultados. Seguindo a estratégia de Bedard e Ferrall (2003), a variável de qualidade da educação foi incluída com medida defasada na tentativa de contornar um possível problema de endogeneidade. No caso deste estudo, foi calculado o efeito do Ideb municipal do 9º ano do ensino fundamental em 2007 sobre o salário médio de pessoas com 24 e 25 anos, em 2017.

Os resultados mostram efeitos relevantes da educação no salário médio municipal, o que indica maior importância da qualidade do ensino, quando medida pelo Ideb, em relação à sua quantidade. Levando-se em consideração somente os efeitos locais, as estimativas indicam impacto médio de pelo menos 1% no salário, ao aumentar a qualidade em um desvio-padrão. Porém, se ampliarmos a análise para os efeitos de transbordamento, a elevação de um desvio-padrão na qualidade educacional nos municípios geraria um aumento médio de 7,4% na renda do trabalho. Assim, os resultados indicam que a qualidade educacional é parte crucial na determinação do salário, podendo ser um instrumento primordial de políticas públicas que tenha aumento de renda e o desenvolvimento econômico como objetivo.

Destacamos que, ao não se considerar os efeitos de transbordamento da qualidade da educação, se subestima o real impacto de melhorias da qualidade educacional no salário. Adicionalmente, uma discussão relevante é a respeito do mecanismo por meio do qual maior qualidade educacional nos municípios vizinhos implica maior renda local. A questão da migração é importante, mas outras hipóteses podem ser formuladas. Será que ações de um município são copiadas por municípios vizinhos? Dinâmica setorial interfere nos resultados da qualidade educacional sobre a renda? Uma indústria forte em determinado município deve criar incentivos não apenas para o próprio município, mas também para seus vizinhos? Entender como se dá esse processo foge do escopo deste artigo, mas trata-se de tema de estudo bastante promissor.

A adição de variáveis de controle ao longo da exploração dos resultados indicou relativa estabilidade dos coeficientes estimados da qualidade educacional, o que revela a robustez dos resultados. No entanto, o uso da nota do Saeb como medida de qualidade educacional não trouxe os mesmos resultados dos obtidos via Ideb como medida de qualidade educacional. Ou seja, os resultados indicam que o Ideb parece capturar melhor a variação da qualidade entre os municípios em relação ao Saeb, possivelmente porque a primeira medida penaliza boas notas que ocorrem em detrimento da reprovação escolar – isto é, quando uma alta taxa

de reprovação melhora o desempenho médio dos alunos que passam para o ano seguinte, o que reflete mais um efeito de composição que de qualidade. Por fim, vale destacar que o trabalho não inclui uma investigação mais detalhada da possível interação entre quantidade e qualidade de escolaridade, o que pode estar por trás da falta de significância do Saeb como medida de qualidade educacional, sendo uma linha de análise para estudos futuros.

REFERÊNCIAS

- ANSELIN, L.; BERA, A. K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *In*: ULLAH, A.; GILES, D. E. A. (Ed.). **Handbook of applied economic statistics**. Nova York: Marcel Dekker, 1998. p. 237-290.
- ANSELIN, L. *et al.* Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, v. 26, n. 1, p. 77-104, 1996.
- BEDARD, K.; FERRALL, C. Wage and test score dispersion: some international evidence. **Economics of Education Review**, v. 22, n. 1, p. 31-43, 2003.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Nova York: Cambridge University Press, 2005.
- 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.
- CARD, D.; KRUEGER, A. B. Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 1, p. 1-40, fev. 1992.
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. The relationship between school performance and future wages in Brazil. **Economia**, v. 15, n. 3, p. 261-274, 2014.
- DE NEGRI, J. A. *et al.* **Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da Rais e da PNAD**. Brasília: Ipea, nov. 2001. (Texto para Discussão, n. 840).
- FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 181-211, nov. 2006.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. de A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics Letters**, v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557-579, set. 2003.

GOLGHER, A. B.; FIGUEIREDO, L. de; SANTOLIN, R. Migration and economic growth in Brazil: empirical applications based on the solow-swan model. **The Developing Economies**, v. 49, n. 2, p. 148-170, 2011.

HALL, R. E.; JONES, C. I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 83-116, fev. 1999.

HANUSHEK, E. A. Interpreting recent research on schooling in developing countries. **The World Bank Research Observer**, v. 10, n. 2, p. 227-246, 1995.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, dez. 2000.

HANUSHEK, E. A.; WÖSSMANN, L. **The role of education quality for economic growth**. Washington: World Bank, 2007. (Working Paper, n. 4122).

HANUSHEK, E. A.; WÖSSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 3, p. 607-668, set. 2008.

HOFFMANN, R.; KASSOUF, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. **Applied Economics**, v. 37, n. 11, p. 1303-1311, jun. 2005.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Dicionário de indicadores educacionais: fórmulas de cálculo**. Brasília: Inep/MEC, fev. 2004. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/centrais-de-conteudo/acervo-linha-editorial/publicacoes-institucionais/estatisticas-e-indicadores-educacionais/dicionario-de-indicadores-educacionais-2013-formulas-de-calculo>. Acesso em: 3 mar. 2024.

KALENKOSKI, C. M.; LACOMBE, D. J. Effects of minimum wages on youth employment: the importance of accounting for spatial correlation. **Journal of Labor Research**, v. 29, n. 4, p. 303-317, dez. 2008.

KASSOUF, A. L. Wage rate estimation using Heckman procedure. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 89-107, abr.-out. 1994.

KENNAN, J.; WALKER, J. R. The effect of expected income on individual migration decisions. **Econometrica**, v. 79, n. 1, p. 211-251, 2011.

LESAGE, J. P. **What regional scientists need to know about spatial econometrics**. San Marcos: Texas State University, jan. 2014.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Nova York: Chapman and Hall/CRC, 15 jan. 2009.

LYNN, R. *et al.* Differences in intelligence and socio-economic outcomes across the twenty-seven states of Brazil. **Mankind Quarterly**, v. 57, n. 4, p. 519-541, 2017.

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.

MINCER, J. A. **Schooling, earnings and experience**. Nova York: Columbia University Press, 1974.

MINCER, J. A. Economic development, growth of human capital, and the dynamics of the wage structure. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 1, p. 29-48, mar. 1996.

NAKABASHI, L. O capital humano e o capital emocional. **Rádio USP**, set. 2023. Disponível em: <https://jornal.usp.br/radio-usp/o-capital=-humano-e-o-capital-emocional/#:~:text=O%20capital%20emocional%20%C3%A9%20um,se%20possa%20acumular%20capital%20humano>. Acesso em: 3 mar. 2024.

NAKABASHI, L.; ASSAHIDE, L. Estimando o retorno da escolaridade dos jovens por classe de renda: 1997-2012. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 47, n. 3, p. 137-183, dez. 2017.

NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. Human capital quality in the Brazilian states. **Revista Economia**, Brasília, v. 8, n. 2, p. 211-229, maio-ago. 2007.

NAKABASHI, L.; PEREIRA, A. E. G.; SACHSIDA, A. Institutions and growth: a developing country case study. **Journal of Economic Studies**, v. 40, n. 5, p. 614-634, out. 2013.

NELSON, R. R.; PHELPS, E. S. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. **The American Economic Review**, v. 56, n. 1-2, p. 69-75, 1º mar. 1966.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Equity and quality in education: supporting disadvantaged students and schools**. Paris: OECD, 9 fev. 2012. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264130852-en>.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Programme for International Student Assessment (Pisa): results from Pisa 2015 – Brasil**. Paris: OECD, 2016.

PRITCHETT, L. Where has all the education gone? **The World Bank Economic Review**, v. 15, n. 3, p. 367-391, 2001.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Returns to investment in education: a further update. **Education Economics**, v. 12, n. 2, p. 111-134, 2004.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 349-365, jul.-set. 2006.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 71-102, out. 1990.

SARAIVA, M. V.; SILVA, C. E. L.; FRANÇA, M. T. A. Capital humano nas regiões do Brasil: quantidade ou qualidade? **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 1, p. 111-132, 2017.

SCORZAFAVE, L. G.; SOARES, M. K.; DORIGAN, T. A. Vale a pena pagar para desarmar? Uma avaliação do impacto da campanha de entrega voluntária de armas sobre as mortes com armas de fogo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 3, p. 475-497, jul.-set. 2015.

SEN, A. Poor, relatively speaking. **Oxford Economic Papers**, v. 35, n. 2, p. 153-169, jul. 1983.

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 2001-2012. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 3, p. 579-608, 2016.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, fev. 1956.

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 137-165, mar. 2012.

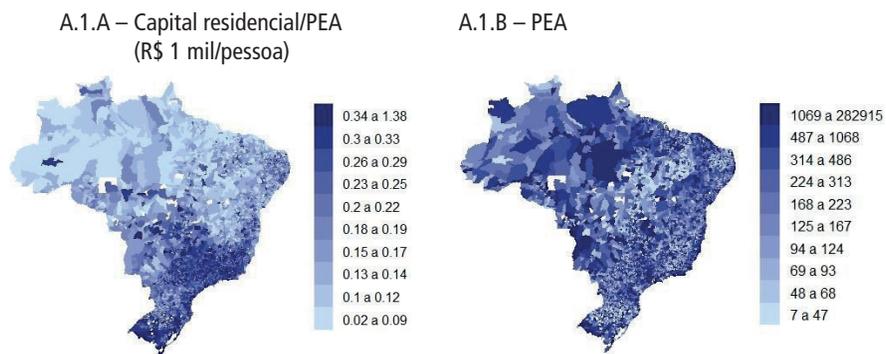
VEGA, S. H.; ELHORST, J. P. The SLX model. **Journal of Regional Science**, v. 55, n. 3, p. 339-363, jun. 2015.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. de A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics Letters**, v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.

APÊNDICE A

FIGURA A.1
Distribuição espacial das variáveis capital residencial por trabalhador e PEA: 24 a 25 anos



Fontes: Capital Residencial Total 2000 do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e Censo Demográfico 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. PEA – população economicamente ativa.

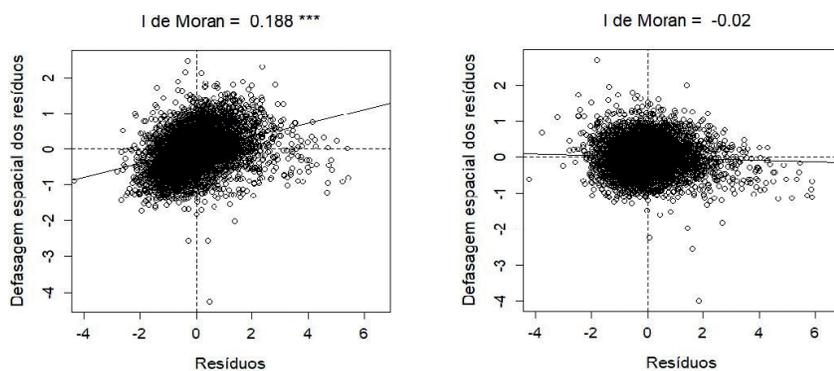
2. As áreas sem preenchimento pertencem aos municípios retirados da amostra.

APÊNDICE B

FIGURA B.1
I de Moran para os resíduos das estimações

B.1.A – MQO

B.1.B – SDEM



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; e *** $p < 0,01$.

2. MQO – mínimos quadrados ordinários; e SDEM – modelo Durbin de erro.

APÊNDICE C

TABELA C.1
Resultados das estimações com Saeb

	MQO			SDEM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Escolaridade	0,084*** (0,005)	-	0,064*** (0,005)	0,024*** (0,005)	-	0,022** (0,005)
Saeb	-	0,079*** (0,005)	0,057*** (0,005)	-	0,011* (0,006)	0,005 (0,006)
log (cap_res/pea)	0,064*** (0,005)	0,071*** (0,004)	0,053*** (0,005)	0,004 (0,006)	0,006 (0,006)	-0,002 (0,006)
log (pea)	0,014*** (0,001)	0,025*** (0,001)	0,019*** (0,001)	0,013*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,014*** (0,002)
lag.escolaridade	-	-	-	0,045*** (0,008)	-	0,054*** (0,009)
lag.nota	-	-	-	-	0,056*** (0,010)	0,031*** (0,009) (0,009)
lag.log (cap_res/ pea)	-	-	-	0,079*** (0,010)	0,066*** (0,011)	0,073*** (0,008)
lag.log (pea)	-	-	-	0,014*** (0,004)	0,017*** (0,004)	0,014*** (0,004)
λ	-	-	-	0,473*** (0,017)	0,488*** (0,017)	0,458*** (0,017)
Constante	6,363*** (0,063)	6,900*** (0,033)	6,275*** (0,063)	6,479*** (0,111)	6,909*** (0,066)	6,677*** (0,135)
Observações	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Colunas (1) e (4) – modelo sem a variável *nota*; colunas (2) e (5) – modelo sem a variável *escolaridade*; e colunas (3) e (6) – modelo completo.2. Significância: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; e *** $p < 0,01$.

3. Desvio-padrão entre parênteses.

4. Saeb – Sistema de Avaliação da Educação Básica; MQO – mínimos quadrados ordinários; e SDEM – modelo Durbin de erro.

TABELA C.2
Resultados das estimações com Saeb com controles

	Sem controles (1)	prop_ mulherchefe (2)	prop_mig (3)	prop_mulher (4)	prop_negra (5)	prop_urbana (6)	Todos os controles (7)
Escolaridade	0,022** (0,005)	0,014** (0,005)	0,019*** (0,005)	0,014*** (0,005)	0,016*** (0,005)	0,021*** (0,005)	0,011*** (0,005)
Saeb	0,005 (0,006)	0,004 (0,006)	0,008 (0,006)	0,004 (0,006)	-0,003 (0,006)	0,008 (0,006)	-0,004 (0,006)
log (cap_res/pea)	-0,002 (0,006)	-0,007 (0,006)	0,003 (0,006)	-0,007 (0,006)	-0,009 (0,006)	0,004 (0,007)	-0,005 (0,007)
log (pea)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,015*** (0,002)
Controle	-	-0,002*** (0)	0,2*** (0,045)	-0,002*** (0)	-0,007*** (0,034)	-0,026*** (0,016)	Todos
lag.escolaridade	0,054*** (0,009)	0,019** (0,009)	0,024*** (0,009)	0,019*** (0,009)	0,029*** (0,008)	0,024*** (0,009)	0,011*** (0,008)
lag.Saeb	0,031*** (0,009)	0,026** (0,011)	0,04*** (0,011)	0,026*** (0,011)	-0,009 (0,011)	0,037*** (0,011)	0,008 (0,01)
lag.log (cap_res/pea)	0,073*** (0,008)	0,026** (0,012)	0,064*** (0,011)	0,026*** (0,012)	-0,002*** (0,011)	0,046*** (0,012)	-0,019 (0,012)
lag.log (pea)	0,014*** (0,004)	0,019*** (0,004)	0,012*** (0,004)	0,019*** (0,004)	0,019*** (0,004)	0,007*** (0,005)	0,01** (0,004)
lag.controle	-	-0,003*** (0,001)	0,197*** (0,058)	-0,003*** (0,001)	-0,335*** (0,038)	0,108*** (0,033)	Todos
λ	0,458*** (0,017)	0,442*** (0,018)	0,415*** (0,018)	0,442*** (0,018)	0,382*** (0,018)	0,465*** (0,017)	0,299*** (0,019)
Constante	6,677*** (0,135)	6,719*** (0,117)	6,493*** (0,109)	6,719*** (0,117)	6,792*** (0,112)	6,445*** (0,112)	7,109*** (0,11)
Observações	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457
BIC	-3.975,22	-3.837,83	-3.886,08	-3.868,06	-3.975,22	-3.778,48	-4.174,70

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. BIC – critério de informação bayesiano.

2. Significância: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; e *** $p < 0,01$.

3. Desvio-padrão entre parênteses.

TABELA C.3
Resultados das estimações com todos os controles

	Ideb (1)	Saeb (2)
Escolaridade	0,009*** (0,005)	0,011*** (0,005)
Ideb	0,007 (0,005)	-
Saeb	-	-0,004 (0,006)
log (cap_res/pea)	-0,006 (0,007)	-0,005 (0,007)
log (pea)	0,015*** (0,002)	0,015*** (0,002)
prop_mulherchefe	-0,001*** (0)	-0,001*** (0)
prop_mig	0,192*** (0,046)	0,198*** (0,047)
prop_mulher	-0,169*** (0,018)	-0,172*** (0,018)
prop_negra	-0,01*** (0,034)	-0,017*** (0,034)
prop_urbana	-0,044*** (0,016)	-0,044*** (0,016)
lag.escolaridade	0,005*** (0,008)	0,011*** (0,008)
lag.Ideb	0,022** (0,009)	-
lag.Saeb	-	0,008 (0,01)
lag.log (cap_res/pea)	-0,017 (0,012)	-0,019 (0,012)
lag.log (pea)	0,01*** (0,004)	0,01** (0,004)
prop_mulherchefe	0,001 (0,001)	0 (0,001)
prop_mig	0,089*** (0,057)	0,104* (0,057)
prop_mulher	-0,181*** (0,044)	-0,181** (0,045)
prop_negra	-0,294*** (0,039)	-0,323*** (0,039)
prop_urbana	0,076** (0,031)	0,08*** (0,031)
λ	0,297*** (0,020)	0,299*** (0,019)
Constante	7,098*** (0,108)	7,109*** (0,11)
Observações	5.457	5.457
BIC	-4.193,39	-4.174,70

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Ideb – Índice de Desenvolvimento da Educação Básica.

2. Significância: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; e *** $p < 0,01$.

3. Desvio-padrão entre parênteses.

APÊNDICE D

MODELO TEÓRICO

Neste estudo, estimamos a influência da qualidade da educação recebida pelos alunos sobre o salário em um momento futuro. Ferreira, Issler e Pessoa (2004) encontraram evidências de que a especificação minceriana é a mais apropriada para dados macroeconômicos, em contraponto ao modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992). Assim, utilizaremos uma função de produção minceriana que parte de uma função de produção Harrod-Neutral (Mincer, 1974; Hall e Jones, 1999):

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i H_i)^\beta, \quad (\text{D.1})$$

em que Y é o produto; K , o estoque de capital físico; A , a produtividade; e H , o estoque de capital humano. α e β são as participações do capital físico e do trabalho na renda, respectivamente. Definindo-se o capital humano total em termos do trabalho (L) e do capital humano médio (h), temos:

$$H_i = h_i L_i, \quad (\text{D.2})$$

Substituindo-se (D.2) em (D.1):

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^\beta. \quad (\text{D.3})$$

No modelo minceriano, o capital humano médio, h , é introduzido de forma exponencial e é representado pelo nível de escolaridade. Baseando-se na especificação proposta por Hanushek e Wössmann (2008), define-se h como a multiplicação dos componentes de quantidade e qualidade da escolaridade, obtendo:

$$h_i = \exp(\varphi_e E_i) \exp(\varphi_q Q_i) = \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i), \quad (\text{D.4})$$

em que E representa os anos de estudo; Q é uma medida de qualidade da escolaridade recebida; e φ_e e φ_q são seus respectivos efeitos na formação do capital humano. Assim, o termo $\exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i)$ pode ser interpretado como o diferencial do capital humano de um trabalhador com capital humano h e o trabalhador sem instrução.

Retomando-se a equação (D.3) e derivando-a em relação a L , tem-se a produtividade marginal do trabalho, que corresponde ao salário (W) em um cenário de concorrência perfeita e ausência de externalidades:

$$\frac{\partial Y_i}{\partial L_i} = PMg_{L_i} = \beta K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^{\beta-1} L_i^{-1} = W_i. \quad (\text{D.5})$$

Multiplicando-se (D.5) por L/Y , obtém-se, então, a participação da renda do trabalho na produção total. Como $Y = K^\alpha (AhL)^\beta$, tem-se que:

$$W_i \cdot \frac{L_i}{Y_i} = \frac{\beta K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^\beta}{L_i} \cdot \frac{L_i}{K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^\beta} = \beta, \quad (D.6)$$

ou então:

$$Y_i = \frac{W_i L_i}{\beta}. \quad (D.7)$$

Portanto, sob as hipóteses de β constante e do produto marginal do trabalho igual ao salário, a parcela da renda destinada ao trabalho possui relação constante com o produto. Assim, medir Y pela renda do trabalho é uma aproximação razoável, como feito neste estudo.

Assumindo-se $A_i = A_{i0} \exp(g \cdot t)$ – ou seja, que a tecnologia possui taxa de crescimento constante g – e substituindo-se (D.4) em (D.3):

$$Y_i = K_i^\alpha (A_{i0} \exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i)^\beta. \quad (D.8)$$

Substituindo-se (D.7) em (D.8), tem-se que:

$$\frac{W_i \cdot L_i}{\beta} = K_i^\alpha (A_{i0} \exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i), \quad (D.9)$$

$$W_i \cdot L_i = \beta K_i^\alpha (\exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i), \quad (D.10)$$

em que $A = \beta A_{i0}^\beta$.

Definindo-se (D.10) em termos por trabalhador e manipulando-se algebricamente a equação, tem-se que:

$$W_i = \frac{\beta K_i^\alpha (\exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i)^\beta}{L_i}, \quad (D.11)$$

$$W_i = A \cdot \frac{K_i^\alpha}{L_i^\alpha} \cdot \frac{(\exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i)^\beta}{L_i^{1-\alpha}}. \quad (D.12)$$

Sendo $k_i = K_i/L_i$ o estoque de capital por trabalhador, e aplicando-se o logaritmo natural em (D.12), chega-se à seguinte equação:

$$\ln W_i = \ln A + \alpha \ln k_i + \beta(g \cdot t) + \beta \varphi_e E_i + \beta \varphi_q Q_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i. \quad (D.13)$$

Por fim, se definirmos $\ln A = a + \varepsilon_p$ uma constante de tecnologia a somada a um choque específico de cada localidade ε_i (Mankiw, Romer e Weil, 1992), temos a equação base para estimação:

$$\ln W_i = a + \alpha \ln k_i + \beta(g \cdot t) + \beta \varphi_e E_i + \beta \varphi_q Q_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i + \varepsilon_i. \quad (D.14)$$

A equação (D.14) é resultante da derivação de função agregada, dando base para o exercício com dados agregados. Esta representa a relação entre os salários e a formação de capital humano, por aspectos quantitativos e qualitativos, sendo o capital humano representado em nível na equação de produção, permitindo que sua elasticidade varie entre unidades e ao longo do tempo (Ferreira, Issler e Pessoa, 2004). Como o trabalho foi feito com dados em corte transversal, podemos estabelecer um valor arbitrário para t . Escolhendo-se $t = 0$, o termo $\beta(g \cdot t)$ será igual a 0. Portanto, a equação (A14) pode ser representada como:

$$\ln W_i = a + \beta\varphi_e E_i + \beta\varphi_q Q_i + \alpha \ln k_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i + \varepsilon_i. \quad (\text{D.15})$$

Assim, a variação da elasticidade será apenas entre municípios, o que é importante para o estudo, uma vez que se imagina que existem diferenças no efeito da educação no salário entre municípios no Brasil.

REFERÊNCIAS

- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. de A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics Letters**, v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.
- HALL, R. E.; JONES, C. I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 83-116, fev. 1999.
- HANUSHEK, E. A.; WÖSSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 3, p. 607-668, set. 2008.
- 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.
- MINCER, J. A. **Schooling, earnings and experience**. Nova York: Columbia University Press, 1974.

Originais submetidos em: abr. 2020.

Última versão recebida em: jul. 2022.

Aprovada em: jul. 2022.

SUSTENTABILIDADE FISCAL DOS GOVERNOS SUBNACIONAIS NO BRASIL SOB A ÓTICA DO CUSTEIO¹

Andrei G. Simonassi²

Jurandir G. Gondim Filho³

Este artigo contribui com o debate sobre sustentabilidade fiscal, considerando uma restrição mais ativa para a condução da análise no nível dos governos subnacionais, ante a inocuidade do indicador de endividamento previsto na Resolução nº 40/2001 do Senado Federal. Dados dos relatórios de gestão fiscal das prefeituras, do período compreendido entre 2008 e 2016, viabilizam a construção de séries temporais para um indicador de custeio dos governos e das prefeituras das capitais. Tais dados são examinados com aplicação de um modelo autorregressivo com limiar endógeno (TAR), constatando-se uma grave situação fiscal em dez das 27 Unidades da Federação (UFs) e em três das 26 capitais de estados do país. As estimativas dos testes de linearidade e estacionariedade global e parcial sugerem a existência de estabilização fiscal tardia e corroboram o argumento de que o processo de barganha pelo orçamento público é mais intenso nas esferas subnacionais. Ademais, explicita-se uma ameaça às metas de menor tolerância com o crescimento do gasto público preconizadas na Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) e nas resoluções nºs 40 e 43/2001 do Senado Federal.

Palavras-chave: sustentabilidade fiscal; custeio; estabilização tardia; governos subnacionais; modelo TAR.

FISCAL SUSTAINABILITY OF SUBNATIONAL GOVERNMENTS IN BRAZIL BY COSTING EXPENDITURES

This paper contributes to the debate about fiscal sustainability considering a more active restriction to conduct the analysis at the level of subnational governments, given the innocuity of the debt indicator provided in Resolution nº 40/2001 of the Brazilian Federal Senate. Data from the Fiscal Management Reports between 2008 and 2016 allows the construction of a time series indicator of costing of states and the main cities governments that are applied to an endogenous threshold autoregressive (TAR) model and show a critical fiscal situation in 10 of the 27 states and in 3 of the 26 capitals of the country. Estimates of the tests of linearity and global and partial stationarity suggests the existence of delayed fiscal stabilizations and support the argument that bargaining over the public budget is more intense in the smaller spheres of government. Furthermore, a threat to the goals of lesser tolerance with the growth of public spending established in the LRF and in Federal Senate Resolutions 40 and 43/2001 is made explicit.

Keywords: fiscal sustainability; costing; delayed stabilization; subnational governments; TAR model.

JEL: H7; H76; C24.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art3>

2. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC) e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* agsimonassi@ufc.br.

3. Auditor da Secretaria da Fazenda do Ceará (Sefaz-CE). *E-mail:* jggondim@terra.com.br.

1 INTRODUÇÃO

O cenário externo favorável e a evolução de alguns agregados macroeconômicos da economia brasileira, após a crise de 2008, tornaram a solução do problema fiscal o pré-requisito para a retomada do crescimento do país.

Uma economia com a capacidade de política fiscal comprometida obriga os gestores públicos a perseguirem com mais afinco a consecução de suas metas de captação de recursos para viabilizar os investimentos demandados por uma população cada vez mais exigente. É neste ponto que reside o grande desafio dos governos subnacionais no Brasil, visto que é improvável garantir a efetividade do potencial de investimentos a serem realizados pelo setor público sem a garantia do custeio a eles associado.

A literatura de sustentabilidade fiscal, que tem como marco o trabalho de Hamilton e Flavin (1986) e inflexão nas propostas de Bohn (1998) e Uctum, Thurston e Uctum (2006), explora o conceito que se traduz na impossibilidade de o setor público usar um esquema tipo “Ponzi” como opção de financiamento da dívida pública. Tal conceito, mesmo em estudos para níveis subnacionais de governo, tem a investigação normalmente fundamentada sob a ótica do estoque da dívida ou do déficit público.

Nessa literatura tradicional, o fundamento teórico consiste no atendimento à restrição orçamentária intertemporal do governo, de forma que a política fiscal será considerada sustentável se o estoque da dívida pública em uma determinada data for, em valor esperado, compensado pelo valor presente do fluxo dos superávits futuros. Entretanto, para os governos subnacionais no Brasil, a realidade se mostra peculiar com relação ao que prevê a teoria, tendo em vista que, em muitos casos, há um esgotamento da capacidade de utilização da política fiscal para estímulo ao crescimento econômico, mesmo com margem legal para aumento do endividamento do setor público.

Nessa linha, os mecanismos atuais para concessão de crédito, por exemplo, envolvem exigências que vão além da simples margem disponível para endividamento, conforme estabelece a Resolução nº 40/2001 do Senado Federal, que prevê limites para o serviço da dívida contraída pelo setor público. As evidências recentes apresentadas neste estudo comprovam que tais limites não consistem em uma restrição ativa aos estados e municípios, haja vista os entraves que estes enfrentam para sequer realizar operações de crédito.

A nova metodologia para aferição da capacidade de pagamento (Capag) dos governos subnacionais, proposta pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) em meados de 2017, é outro instrumento que comprova a visão diferenciada a ser enfocada quando da análise dos entes subnacionais. Esta ferramenta considera

o estoque da dívida pública apenas como um dos critérios utilizados no processo de avaliação, mas restringe a concessão de garantias da União para que os estados e municípios realizem operações de crédito de acordo com seu nível de poupança, ou mesmo sua capacidade de caixa *vis-à-vis* as obrigações financeiras.

Não obstante, há que se considerar o intenso processo de barganha que envolve a execução do orçamento público e o possível *trade-off* entre governança e governabilidade. Com efeito, a busca pela composição política pode comprometer os critérios técnicos para estabelecimento das diretrizes orçamentárias no setor público, especialmente nas esferas subnacionais.

As restrições políticas que impedem uma ação rápida das autoridades fiscais, na sua tarefa de implementar medidas de austeridade, causam o problema já diagnosticado na literatura internacional como estabilização fiscal tardia (*delayed adjustment of fiscal imbalances*). De acordo com Alesina e Drazen (1991), isso ocorre em países onde grupos de interesse, que diferem uns dos outros na perda de bem-estar resultante dos métodos governamentais utilizados na estabilização fiscal, entram em disputa visando à minimização de suas perdas durante o período de ajuste fiscal.

No Brasil, os dispositivos legais disciplinadores do gasto público, como a Lei Complementar (LC) nº 101 – Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) –, implementada em maio de 2000, ou a própria resolução supracitada, têm como objetivo principal reduzir a tolerância do governo com a evolução desordenada do gasto público e desestimular a defasagem para realização do eventual ajuste sob a ótica da despesa, quando a receita não estiver compatível.

Nesse contexto de crise fiscal persistente no país, o que se propõe nesta pesquisa é uma continuidade da investigação acerca da solvência do setor público brasileiro a partir da situação dos governos subnacionais, considerando-se uma ótica alternativa para aferição da sustentabilidade da política fiscal. A hipótese subjacente ao estudo é que há restrições mais ativas a estes entes, como os limites para o custeio da máquina pública; afinal, nenhum investimento ou estímulo ao crescimento econômico será efetivo se não houver garantia do custeio dessa máquina.

Para tanto, são aplicadas técnicas tradicionais de séries temporais – já utilizadas em estudos anteriores da literatura internacional e para o Brasil – ao receituário proposto em dispositivos como a Resolução nº 40/2001, mas com os dados para o custeio agregado dos governos subnacionais, e sugere-se um critério de sinalização para a solvência dos estados e das capitais.

A consolidação dos dados em séries temporais a partir dos relatórios de gestão fiscal (RGFs) e dos relatórios resumidos de execução orçamentária (RREOs) das prefeituras enviados à STN torna então factível a aplicação da metodologia às esferas

subnacionais. Diante disso, realiza-se um avanço em relação aos estudos anteriores, não apenas por se especializar uma análise em séries de tempo para as esferas estadual e municipal do setor público, em um cenário de crise fiscal, mas também por serem investigadas as potenciais diferenças na forma como é conduzida a política fiscal das administrações mais representativas, política e economicamente, no Brasil.

A delimitação do horizonte temporal da investigação realizada no estudo decorre das alterações na contabilidade pública promovidas pela STN, que inviabilizam a comparação de determinados itens das receitas a partir de 2017 com os de anos anteriores; portanto, limita-se a investigação ao ano-calendário de 2016, com início definido pelo ano de 2008 e a opção por uma frequência bimestral, que viabiliza uma amostra razoável para um exercício empírico que será conduzido.

Isso posto, divide-se este estudo em cinco seções, além desta introdução: a seção 2 apresenta alguns destaques da literatura correlata; a seção 3, o indicador selecionado para investigação e as evidências em termos agregados, por regiões do país; a seção 4 resume a metodologia utilizada; a seção 5 traz os resultados; e a seção 6 expõe as considerações finais do estudo.

2 A LITERATURA SOBRE O TEMA

A literatura internacional sobre sustentabilidade fiscal do setor público ganha força com o artigo seminal de Hamilton e Flavin (1986), que aplicam técnicas de raiz unitária à dinâmica descrita pelo déficit público dos países; passa pelas abordagens de Hakkio e Rush (1991) em relação à aplicação de técnicas de cointegração; e evolui para abordagens mais recentes, como a proposta de Arestis, Cipollini e Fattouh (2004), que incorporam não linearidades à dinâmica descrita pelo déficit público, e na qual se baseará o exercício empírico deste estudo. Dando continuidade ao trabalho iniciado em 1998, cabe citar a abordagem de Bohn (2006) para estimação de uma função de reação fiscal, e ainda Uctum, Thurston e Uctum (2006), que também incorporam as possibilidades de mudanças estruturais à proposta de Bohn (2006).

Como difusão natural do processo científico, todas essas abordagens encontram correspondência na literatura nacional, de onde se destacam, como exemplos, os trabalhos de Lupporini (1999; 2002; 2012), Rocha (1997), Lima e Simonassi (2005), Mendonça, Santos e Sachsida (2009) e Simonassi, Arraes e Sena (2014). Entretanto, até pela escassez de dados consistentes em séries temporais, a questão dos governos subnacionais no Brasil, não explorada nos estudos supracitados, só viria a ganhar destaque a partir da segunda década dos anos 2000, conforme se observa, por exemplo, em Simonassi *et. al.* (2012) e Tabosa *et al.* (2016).

Para o Brasil, em nível subnacional, os estudos são mais escassos, seja pela baixa qualidade das informações disponíveis ou pela ausência de técnicas robustas quanto à instabilidade das relações entre as variáveis econômicas. Esse fato requer

a incorporação de efeitos limiaries (*threshold effects*), como em Lima e Simonassi (2005), ou em Tabosa *et al.* (2016), que demonstraram a ausência de uma política fiscal ativa de geração de superávit primário para fazer frente ao aumento da dívida pública dos estados, fato que culminaria com mais uma renegociação, como as historicamente realizadas.⁴ Em meados de 2016, foi implementado um conjunto de medidas, como a suspensão do pagamento das parcelas das dívidas dos estados até o fim de 2016 e o alongamento, em vinte anos, do prazo das dívidas dos estados com a União, com a cobrança parcial somente a partir de janeiro de 2017. Não obstante, foi aprovado o alongamento por dez anos, com quatro anos de carência, de cinco linhas de crédito do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e a inclusão dos estados na proposta enviada pelo governo ao Congresso Nacional sobre o teto dos gastos públicos.

Mais recentemente, a literatura nacional retoma este debate, com os dois estudos de Cysne e Campos (2019a; 2019b), que alertaram sobre a necessidade de incorporação de quebras (endógenas) nos parâmetros dos modelos estimados. Ainda assim, as literaturas nacional e internacional mantêm a investigação acerca da solvência do setor público na análise da trajetória do déficit público, do relacionamento de longo prazo entre receitas e despesas, ou ainda na resposta da política fiscal em termos de geração de superávit primário para se contrapor ao aumento da dívida pública.

Processos como as renegociações de dívidas, normalmente influenciados pela necessidade de se manter a governabilidade das administrações públicas, encontram paralelo na literatura internacional, como no artigo seminal de Alesina e Drazen (1991), já citado em Lima e Simonassi (2005), no qual se verifica como disputas políticas podem dar origem a ajustes fiscais tardios. Tais disputas implicam, portanto, retardo na atuação governamental para implementação de ajustes fiscais e, de outro modo, maior tolerância ante o aumento das despesas *vis-à-vis* as receitas públicas, fato corroborado pelo artigo de Bertola e Drazen (1993).

Ainda assim, as investigações acerca de ajustes fiscais tardios no Brasil são escassas. Lima e Simonassi (2005) conduzem uma abordagem apenas em nível nacional, com a metodologia de Caner e Hansen (2001) – já revisitada com outro propósito em Arestis, Cipollini e Fattouh (2004) –, na qual eles verificam se a condição de solvência da dívida pública brasileira é satisfeita, mas, concomitantemente, captam evidências para a existência do fenômeno de ajuste fiscal tardio no Brasil.

4. Cite-se como exemplo a Lei nº 9.496/1997 e a Medida Provisória (MP) nº 2.185/2001, que integraram o programa de ajuste fiscal no governo de Fernando Henrique Cardoso. Atualmente, a Lei nº 10.028/2000, que estabelece as penas para infração da LRF, determina que o refinanciamento das dívidas dos entes federados gera punição, com detenção de três meses a três anos, perda do cargo e inabilitação para a função por cinco anos.

Mais recentemente, a literatura conceitua como *fadiga fiscal* o fenômeno caracterizado pela impotência do setor público em garantir a sua solvência ante um elevado montante da dívida pública. Investigações neste sentido são conduzidas por Ghosh (2013); e, no Brasil, por Chicoli e Bender (2020), que analisaram um grupo de dezenove países emergentes para o período de 2003 a 2016 e, através de uma metodologia alternativa de funções de reação, confirmaram a existência desta situação.

Embora tanto a metodologia de investigação por funções de reação quanto pela utilização de um modelo vetorial autorregressivo T-VAR se mostrem alternativas factíveis e consolidadas nessa literatura, o foco em um indicador *proxy* para o resultado primário que se baseia no custeio das administrações subnacionais justifica a opção uniequacional – no caso, o modelo TAR.

Essa metodologia, comum aos estudos de Caner e Hansen (2001) e Arestis, Cipollini e Fattouh (2004), será aplicada, em nível subnacional, ao indicador alternativo para aferição de solvência baseado no custeio das Unidades da Federação (UFs) e prefeituras das capitais do Brasil, permitindo a realização de testes de raiz unitária na presença de *threshold effects*. Tal opção metodológica se mostra adequada especialmente em períodos de elevada instabilidade econômica, como o atual, e dada a necessidade de se considerarem os potenciais impactos nos parâmetros do modelo estimado resultantes das mudanças de ideologia política após cada mandato de governadores e prefeitos, o que se mostra como causa de a não linearidade ser mais regra que exceção em estudos do tipo.

3 DESEMPENHO FISCAL DOS GOVERNOS SUBNACIONAIS

3.1 Um indicador de solvência a partir do custeio do setor público

A definição do indicador-chave para este estudo se baseia no critério de viabilidade e efetividade dos investimentos potencialmente realizados pelo setor público, qual seja, a garantia do custeio para sua manutenção e da própria administração pública. Com efeito, reforça-se o argumento de que um investimento realizado sem a garantia do custeio respectivo terá impacto comprometido ou inócuo em termos de bem-estar para a população.

Sabe-se que o indicador de custeio com pessoal, por exemplo, possui, para efeito de atendimento à LRF, uma periodicidade e uma forma específicas de apuração, a qual não precisa ser seguida no indicador de custeio agregado que é proposto, já que, para este estudo, o objetivo consiste em identificar dinâmicas explosivas no custeio da máquina pública que poderiam comprometer a solvência, ou mesmo o simples atendimento ao dispositivo legal disciplinador de gastos, mas não a simples adequação à lei. Além disso revisita-se, em nível subnacional,

a investigação acerca da realização de ajustes fiscais tardios no Brasil. Para tanto, opta-se por uma frequência bimestral, de acordo com as fontes primárias de informação disponibilizadas.

Medidas de endividamento compreendem, por exemplo, três dos quatro indicadores citados em Quintanilla (2009)⁵ como referência mundial em indicadores para investigação de sustentabilidade fiscal. No Brasil, o art. 3º da Resolução nº 40/2001 do Senado Federal estabelece, como teto para endividamento das prefeituras e dos estados, os respectivos valores de 1,2 e 2,0 vezes a receita corrente líquida (RCL) destes entes. Ocorre que em média, para os estados e as capitais, tal limiar não se mostra como o maior desafio, conforme será justificado adiante.

Assim sendo, a importância da garantia do custeio para os investimentos realizados pelos entes públicos subnacionais se mostra como uma restrição mais ativa e conservadora, fato que justifica análise detalhada da evolução desta rubrica. Propõe-se, portanto, uma análise alternativa, a partir do custeio agregado como proporção da RCL dos governos subnacionais. Em não havendo margem para elevação do custeio, não haverá sustentabilidade fiscal, uma vez que estará comprometida a continuidade em termos do provimento dos serviços de competência dos governos e das prefeituras.

Considerando-se o elevado número de entes subnacionais, tanto em nível de UFs quanto de prefeituras, conduz-se inicialmente, na seção seguinte, a uma análise deste indicador a partir da evolução de suas médias regionais e nacional para as 27 UFs e as 26 capitais, no horizonte temporal definido.

3.2 Evidências em perspectiva regional

Afere-se o nível de endividamento do setor público tomando como referência um teto para a dívida consolidada líquida (DCL) das prefeituras e dos estados em 1,2 e 2,0 vezes a RCL de cada respectivo ente. Ocorre que, conforme adiantado nas seções anteriores, as evidências para esta medida a tornam inócua ante o indicador de custeio como proporção da RCL. De fato, a restrição imposta a partir do custeio do setor público é mais realista para mensuração da capacidade dos governos subnacionais de financiarem suas políticas de estímulo ao crescimento e a própria máquina pública. É o que permite concluir a tabela 1, que mostra as médias regionais do indicador legal de endividamento, dado pela razão entre a Dívida Consolidada Líquida (DCL) e a RCL do setor público, entre 2008 e 2016.

5. Ver Quintanilla (2009, p. 9).

TABELA 1
Relação entre DCL e RCL nos governos subnacionais do Brasil (2008 e 2016)
 (Em %)

Estados	2008	2016	Capitais	2008	2016
Norte	10,1	36,4	Norte	12,1	24,1
Nordeste	62,2	49,1	Nordeste	27,7	20,6
Centro-Oeste	85,4	60,6	Centro-Oeste	34,0	23,6
Sudeste	127,5	159,7	Sudeste	88,8	60,6
Sul	143,5	100,7	Sul	26,0	24,4
Brasil	70,8	69,6	Brasil	33,4	28,6

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para as capitais, foi usada a dívida consolidada bruta como medida mais conservadora de endividamento.

2. Para as capitais, a dívida consolidada bruta se mostra mais conservadora, pois, em algumas capitais, principalmente da região Norte, até 2014 a elevada disponibilidade de caixa bruta e o baixo endividamento geravam inclusive relações DCL/RCL negativas.

Observa-se, na tabela 1, a inocuidade de se utilizarem as informações da dívida dos governos subnacionais para se avaliar a sua situação fiscal: à exceção de Rio de Janeiro (230%), Rio Grande do Sul (210%) e Minas Gerais (200%), todos os estados e as capitais mostram uma tendência para o indicador que não ameaça os seus respectivos limites legais. Entre as capitais, apenas São Paulo supera os 100%, mas não fere o limite legal, e apresenta ainda uma tendência descendente a partir de 2016.⁶

Decorre de imediato que a ausência de recursos e/ou os limites legais para o custeio da administração pública se mostram como restrições mais realistas à evolução fiscal dos governos nacionais que o seu próprio estoque de dívida. Assim sendo, complementa-se esta subseção com a evolução do indicador alternativo de sustentabilidade, de forma agregada, por médias regionais e pela média nacional, permitindo identificar padrões transversais de comportamento do custeio no Brasil, entre 2008 e 2016. A desagregação da análise em frequência bimestral viabiliza uma investigação longitudinal do comportamento das mesmas rubricas que serão apresentadas para as UFs e capitais dos estados.

Outrossim, cabe destacar que se optou por uma apuração da medida de custeio considerando-se apenas as despesas liquidadas, por serem as que mais se aproximam da medida efetiva⁷ em relação ao atendimento das demandas locais,

6. Conforme dados individuais obtidos nos relatórios de gestão fiscal dos estados e das capitais, a partir dos quais foram obtidas as médias regionais e a nacional, constantes da tabela 1.

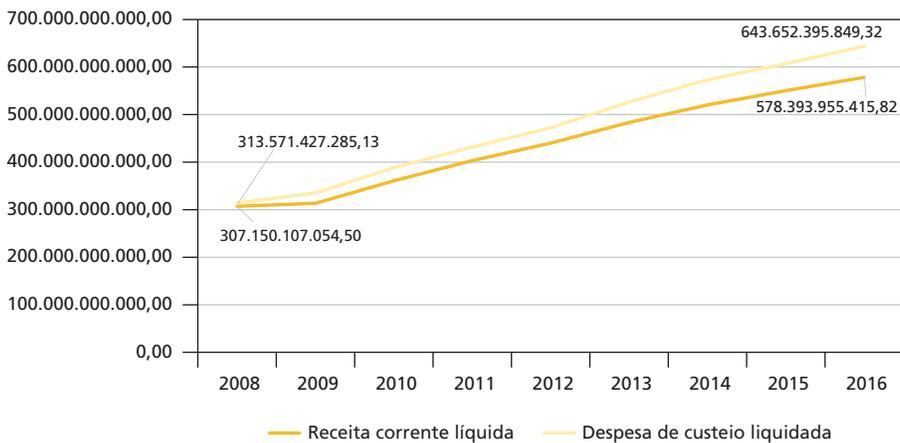
7. Com efeito, além de um indicador obtido a partir das despesas empenhadas ser muito mais volátil, ele poderá superestimar os impactos dos recursos públicos alocados, visto que o projeto associado poderá sequer ter sido concluído.

bem como, quando considerada em relação à RCL, também representa uma boa *proxy* de resultado primário tradicionalmente utilizado nas investigações acerca de sustentabilidade fiscal.

A aplicabilidade de um indicador alternativo para mensuração de endividamento dos governos subnacionais se mostra adequada, bastando observar as evidências da tabela 1, as quais sugerem que o custo da dívida preexistente não fornece margem para um endividamento de 1,2 ou 2,0 vezes a RCL na maioria destes entes. Tem-se, portanto, que a hipótese subjacente ao estudo estabelece que a garantia do custeio para os investimentos realizados é condição necessária para o sucesso de uma política fiscal de estímulo ao crescimento econômico dos governos subnacionais. Não obstante, conforme explicitam os gráficos 1 e 2, mesmo com o crescimento das receitas de estados e capitais, o custeio destes entes subnacionais, principalmente das UFs, cresceu mais que proporcionalmente.

Tomando-se a evidência de dados agregados, o equilíbrio inicialmente observado entre custeio liquidado e RCL estadual em 2008, cuja diferença era de R\$ 6,4 bilhões, evolui para um hiato entre tais fluxos de R\$ 65,3 bilhões em 2016, mais de dez vezes o observado no período inicial, refletindo o descompasso entre a evolução dessas despesas *vis-à-vis* as receitas das UFs.

GRÁFICO 1

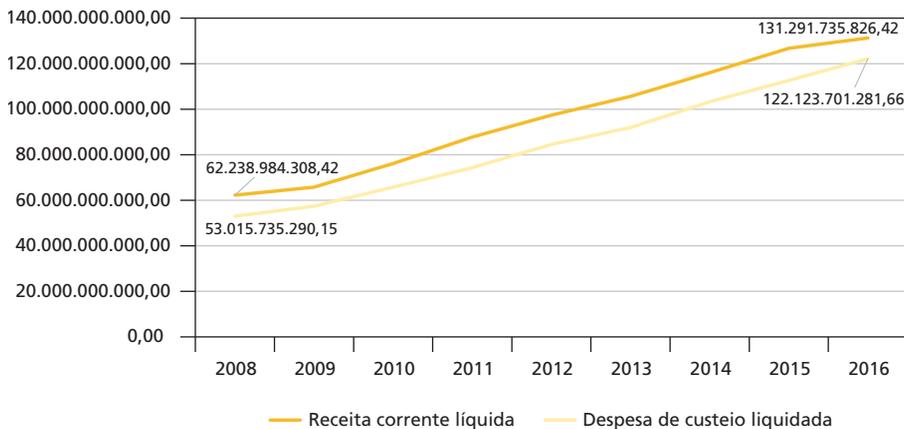
Custeio e receita corrente líquida das UFs brasileiras (2008-2016)

Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2

Custeio e receita corrente líquida nas capitais brasileiras (2008-2016)



Fonte: STN.

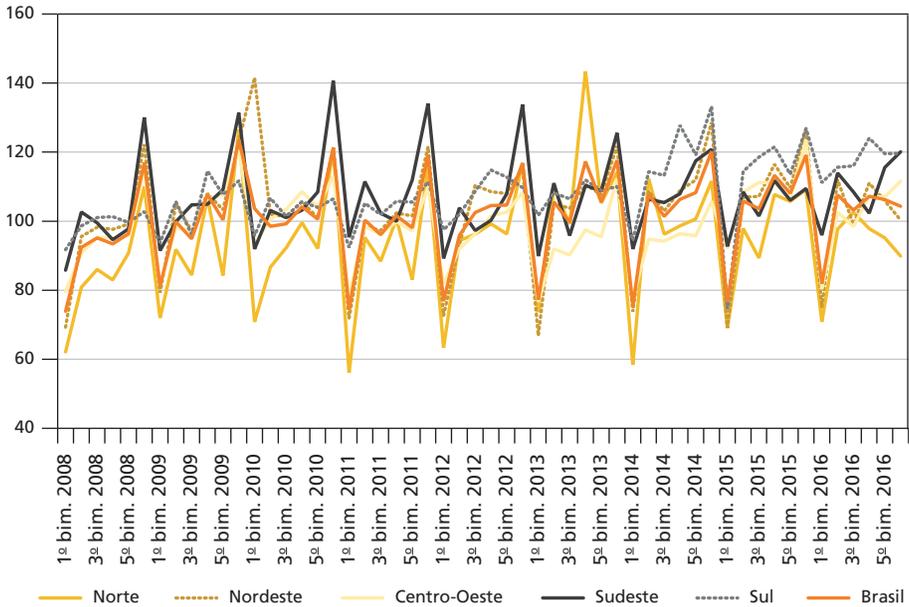
Elaboração dos autores.

As evidências dessa análise agregada mostram um quadro mais favorável para as capitais brasileiras, com valores de custeio liquidado total aquém do total da RCL apurada anualmente. Todavia, ainda assim, a representatividade do custeio do setor público destas economias municipais mais representativas, que somava 85,2% do total de suas RCLs em 2008, atinge 93,0% deste montante em 2016, comprovando que a meta de política fiscal ativa para geração de superávit deve ser fundada no controle do custeio.

Mesmo sem um limite legal para as despesas de custeio totais, é no mínimo desejável que a representatividade de tais despesas na receita pública não siga uma tendência explosiva, principalmente quando observamos que é estreito o relacionamento entre despesa primária e despesa de custeio. Para a investigação detalhada da situação fiscal dos estados e das capitais sob a ótica do custeio, os gráficos 3 e 4 apresentam a evolução das despesas de custeio liquidadas como proporção da RCL, em bases regionais de comparação e por bimestre. A opção pela análise dos dados em frequência bimestral, além de ser mais especializada, permite compreender a dinâmica do orçamento público anual dos governos e das prefeituras e sua tendência ascendente do primeiro ao sexto período de cada ano-calendário.

GRÁFICO 3

Evolução do indicador de custeio nos estados: valores liquidados por região (2008-2016)
(Em %)



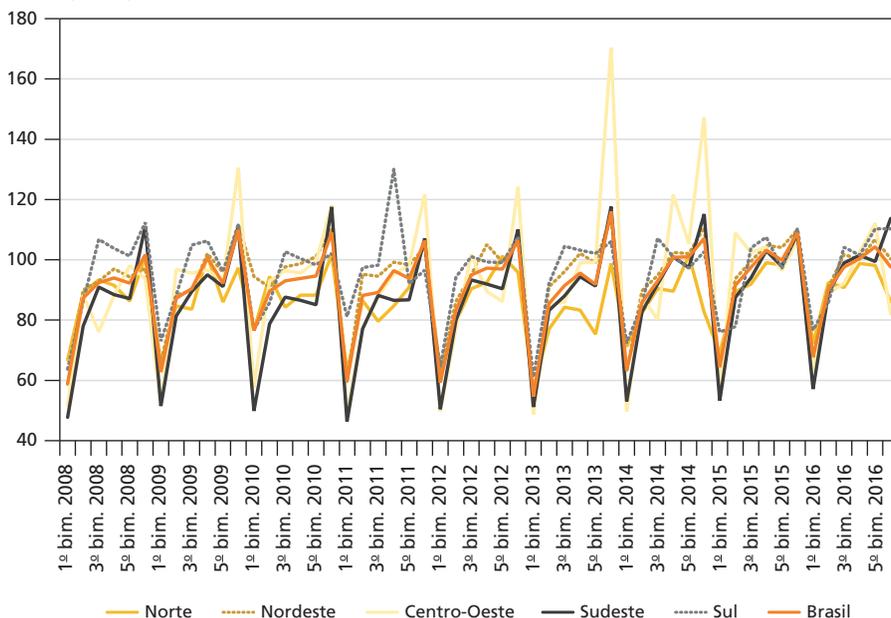
Fonte: STN.

Elaboração dos autores.

Observa-se que a medida bimestral de custeio como proporção da RCL dos estados, entre 2008 e 2016, atinge um mínimo em torno de 56,1%, na região Norte, e em torno de 74,0% no Brasil, mas com tendências ascendentes e média nacional superior a 100,0%, o que implica que, em média, em termos regionais, compromete-se toda a RCL estadual com o custeio da máquina pública. Somando-se esta evidência à rigidez do custeio no Brasil, temos o porquê da necessidade das medidas de estímulo ao crescimento econômico, para que se torne efetivo o desenvolvimento econômico a partir das esferas subnacionais: sem incremento das receitas públicas, não haverá investimento sustentável.

GRÁFICO 4

Evolução do indicador de custeio nas capitais: valores liquidados por região (2008-2016)
(Em %)



Para as capitais, os ciclos de custeio são similares, apenas com deslocamento em nível e, portanto, com uma média inferior (em torno de 91,0%), mas com valores também elevados da RCL em todas as regiões. A concentração do custeio do setor público na rubrica de pessoal se mostra como causa da inércia na retomada do crescimento e no aumento das receitas *vis-à-vis* a rigidez da despesa pública no Brasil.

Mesmo em uma análise agregada por regiões ou em nível nacional, as evidências para o indicador de custeio, com valores máximos superiores a 100% da RCL dos governos e das prefeituras, justificam uma análise mais detalhada para aferição da situação fiscal destes entes, assim como os aparentes “ciclos de liquidação das despesas de custeio” reforçam a necessidade de revisitar a investigação acerca do fenômeno da estabilização fiscal tardia em nível subnacional.

Replicando o argumento de Alesina e Drazen (1991), tal defasagem seria caracterizada por um “excesso de tolerância” da administração pública em relação à evolução do indicador de custeio e uma atuação com médias de ajuste apenas após a superação de um determinado limiar. É o que será investigado a partir da metodologia proposta na seção seguinte.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

A necessidade de investigação da solvência dos governos subnacionais, concomitante à caracterização do fenômeno da estabilização fiscal tardia, justifica a utilização da mesma metodologia proposta inicialmente por Caner e Hansen (2001) e adequada à sustentabilidade da política fiscal por Arestis, Cipollini e Fattouh (2004). Adicionalmente, a opção por uma análise em nível subnacional sugere a busca por uma medida mais efetiva para aferição da capacidade fiscal do setor público.

Assim sendo, parte-se dos RGFs e dos RREOs das prefeituras enviados à STN para obtenção do indicador apresentado de forma agregada nos gráficos 3 e 4 entre 2008 e 2016, com frequência bimestral. A frequência e a delimitação do período atendem, respectivamente, à coerência em evitar o período de mudança na metodologia de apuração de despesas ocorrida em 2017 e aos critérios estatísticos para uma amostra com tamanho adequado à obtenção de estimativas robustas, no exercício empírico realizado.

Finalmente, a busca por uma medida efetiva de comprometimento do custeio torna adequada a opção pelo cômputo dos indicadores a partir das despesas liquidadas pelos governos e prefeituras, já que os valores empenhados, muito embora não possam ser cancelados, não refletem ações efetivamente realizadas.

4.1 Modelagem tradicional: um modelo TAR para o indicador de custeio

Conforme citado anteriormente, a estratégia de investigação será baseada na análise da dinâmica descrita pelo indicador de custeio como proporção da RCL para todas as UFs e capitais dos Brasil, permitindo inferir, concomitantemente, sobre a solvência e a possibilidade de implementação tardia das medidas de estabilização fiscal. Seguir-se-á o modelo autorregressivo com valor limite endógeno, de acordo com a proposta inicial de Caner e Hansen (2001),⁸ cuja equação fundamental é representada como:

$$\Delta y_t = \theta_1' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta_2' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

em que $x_{t-1} = (y_{t-1}, r_t', \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$, $I_{(x)}$ é uma função indicador com $I_{(x)} = 1$ se $x \in A$ e $I_{(x)} = 0$ se $x \notin A$; o erro ε_t segue a usual hipótese i.i.d.; $Z_t = y_t - y_{t-m}$ para $m \geq 1$; r_t é um vetor de componentes determinísticos, incluindo a constante e possivelmente uma tendência linear.

O parâmetro λ representa o valor limite (*threshold*) que é desconhecido, mas assume valores no intervalo $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$, com λ_1 e λ_2 escolhidos de forma que $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1$ e $\text{Prob}(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2$, desde que π_1 e π_2 sejam complementares, ou seja, $\pi_1 = 1 - \pi_2$.

8. No modelo original, os autores utilizam a ferramenta *threshold autoregressive model* (TAR) para analisar a dinâmica da taxa de desemprego norte-americana.

A estimação dos parâmetros em $\theta_1 = (\rho_1, \beta_1, \alpha_1)'$ e $\theta_2 = (\rho_2, \beta_2, \alpha_2)'$, nos dois possíveis regimes permitidos pelo modelo, segue o algoritmo da concentração detalhado adiante. Em que ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 têm a mesma dimensão de r_t e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k . Portanto, ρ_1 e ρ_2 são coeficientes de y_{t-1} , β_1 e β_2 são coeficientes dos componentes determinísticos e α_1 e α_2 são os coeficientes de $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ nos regimes 1 e 2, respectivamente.

A opção por esse modelo, que permite a classificação das observações em dois regimes, se mostra adequada à consecução do objetivo proposto, haja vista que o interesse consiste não apenas em investigar a dinâmica do indicador custeio, mas também em investigar se há ajustes tardios na condução da política das UFs e capitais do Brasil.

Seguindo Lima e Simonassi (2005), tem-se que, para se implementar o método dos mínimos quadrados (MMQ) na estimação da equação (1), seguindo a abordagem de Caner e Hansen (2001), aplica-se o algoritmo da concentração, o qual consiste em executar as operações a seguir.

- Para cada $\lambda \in \Lambda$, a equação (1) é estimada por MMQ, ou seja, para cada $\lambda \in \Lambda$, tem-se:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \\ \hat{\sigma}^2(\lambda) &= T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2 \end{aligned} \quad (2)$$

- Estimar o valor limite, λ , minimizando $\sigma^2(\lambda)$, ou seja:

$$\hat{\lambda} = \underset{\lambda \in \Lambda}{\operatorname{argmin}} \hat{\sigma}^2(\lambda)$$

- Estimar θ_1 e θ_2 utilizando a estimativa de λ em (b), $\hat{\lambda}$, isto é:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} < \hat{\lambda})} + \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})' x_{t-1} I_{(Z_{t-1} \geq \hat{\lambda})} + \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda}) \quad (2.1)$$

$$\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(\hat{\lambda})^2 \quad (2.2)$$

As estimativas das equações (3.1) e (3.2) serão utilizadas para conduzir inferência sobre os parâmetros da equação (1) através de estatísticas de teste t e *Wald*, conforme descrito adiante.

4.1.1 Dinâmica do indicador de custeio

Novamente de acordo com Lima e Simonassi (2005), tem-se que a análise da dinâmica do custeio implicará testar, na equação (1), se $\hat{\theta}_1(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)' \neq \hat{\theta}_2(\hat{\lambda}) = (\hat{\rho}_2, \hat{\beta}_2, \hat{\alpha}_2)'$, decorrendo de imediato que, na presença de linearidade, a regressão (3.1) se identifica como a usual regressão ADF (*augmented Dickey-Fuller*).

A eventual dinâmica não linear do indicador proposto implica imprecisão do teste tradicional de raiz unitária ADF para o exercício empírico, de forma que Caner e Hansen (2001) propõem uma estatística alternativa, dada por:

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\lambda),$$

em que $W_T(\lambda) = T \left(\frac{\sigma_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})} - 1 \right)$ e σ_0^2 representa a variância do resíduo obtido quando se estima a equação (1). Impondo $H_0: \theta_1 = \theta_2$, com $\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda})$ calculado de acordo com (3.2).

A distribuição assintótica de W_T sob estacionariedade, $\rho < 0$, foi investigada por Davies (1987), Chan (1991), Andrews e Ploberger (1994) e Hansen (1996). Caner e Hansen (2001) mostram que, sob a presença de raiz unitária, a distribuição assintótica de W_T depende da estrutura dos dados, o que significa que os valores críticos não podem ser tabulados. Desta forma, os autores sugerem dois métodos de *bootstrap* para aproximar a distribuição assintótica de W_T : o primeiro é apropriado para o caso estacionário, $\rho < 0$, enquanto o segundo é mais adequado para o caso com raiz unitária, $\rho = 0$. Dado que a ordem de integração é desconhecida *a priori*, os valores críticos são calculados por *bootstrap*, assumindo-se $\rho = 0$ e $\rho < 0$, e seu valor mais conservador, maior *p-valor*, é aplicado na estimação. Portanto, este será o procedimento utilizado neste artigo para testar a hipótese nula de linearidade, qual seja, $H_0: \theta_1 = \theta_2$.

4.1.2 Análise do indicador de custeio em modelos não lineares

No modelo teórico no qual se baseia este estudo, os parâmetros ρ_1 e ρ_2 , da equação (1) controlam a estacionariedade do processo y_t , o qual será integrado de ordem 1, $I(1)$, se a hipótese nula, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, for verdadeira. Uma hipótese alternativa natural é dada por $H_1: \rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$, pois denotaria o processo (y_t) estacionário nos dois regimes. Outra possibilidade mais flexível para formulação da hipótese alternativa, e deveras útil para fins de política, denomina-se raiz unitária parcial, cuja especificação é dada por:

$$H_2 : \begin{cases} \rho_1 < 0 \text{ e } \rho_2 = 0 \\ \text{ou} \\ \rho_1 = 0 \text{ e } \rho_2 < 0 \end{cases}$$

Se H_2 for verdadeira, o processo y_t terá raiz unitária em um dos regimes, mas será estacionário no outro. Três testes⁹ para investigar a estacionariedade do indicador de custeio são então realizados: um para a raiz unitária global e dois outros para captar a presença de raiz unitária em cada regime, de acordo com as estatísticas t_1 e t_2 . Estas

9. Ver detalhes nos apêndices A, B e C.

medidas são detalhadas no apêndice A, e os resultados estatísticos para as UFs e capitais são apresentados nos apêndices B e C, respectivamente.

A diferenciação e investigação em regimes é extremamente importante, pois permite examinar se o indicador segue uma dinâmica diferenciada, ou seja, de estacionário para não estacionário ou vice-versa, após atingir certo valor limite, λ , que representa a tolerância da gestão à intervenção em cada aspecto econômico.

Diante do exposto, temos as seguintes possibilidades para a situação fiscal dos governos subnacionais no Brasil.

- 1) Dinâmica linear, aferida pelo teste de Wald, que implica duas possibilidades para situação fiscal do ente público: raiz unitária global, que sugere insustentabilidade fiscal (i.1); ou estacionariedade global, o que sugere solvência (i.2), sendo tal inferência conduzida a partir da estatística R_{1T} ,¹⁰
- 2) Dinâmica não linear, que exige, além da investigação do comportamento global da série de tempo, a análise dos dois regimes identificados para o indicador de custeio (estatísticas t_1 e t_2).

Em todos os casos, a rejeição da hipótese nula de raiz unitária sugere insolvência, enquanto a mudança de regime, de não estacionário para estacionário, permitirá inferir que há o fenômeno da estabilização fiscal tardia (ii.1), podendo ainda haver o caso inverso, de estacionário para explosivo, quando a representatividade do custeio supera o limiar estimado (ii.2). Casos de estacionariedade ou raiz unitária global e parcial – (ii.3) e (ii.4), respectivamente – são extremos e mais escassos, muito embora possíveis.

5 RESULTADOS

As tabelas 2 e 3 resumam a interpretação dos resultados para os principais testes realizados de acordo com a modelagem proposta, cujas estimativas detalhadas seguem nos apêndices B e C. Todo o processo de estimação e computação de testes de hipóteses foi implementado utilizando-se programação em GAUSS.

5.1 Resultados para as UFs

A tabela 2 corrobora as evidências do impacto do crescimento extraordinário do custeio das UFs, com a constatação de que em dez delas há evidências de insolvência, com a dinâmica do indicador de custeio seguindo um processo globalmente não estacionário. Deste grupo, apenas em Goiás e Minas Gerais o indício da estabilização fiscal tardia¹¹ funciona como atenuante, pois sugere que, pelo menos após o limiar λ , os governos atuam de forma a estabilizar a razão custeio/RCL.

10. Ver apêndice A.

11. Situação ii.1 descrita ao fim da subseção anterior.

Complementando a análise dos resultados para as UFs brasileiras, constata-se também que em dez das 27 UFs há mudança de regime no indicador de custeio apresentado, sendo em 70% delas verificado o fenômeno da estabilização fiscal tardia. Para o total da amostra, este percentual converge para 50%, visto que em seis estados com dinâmica linear há indícios deste comportamento na administração pública.

TABELA 2
Síntese das estimações para as UFs do Brasil

Dinâmica	Tendência global		Estabilização fiscal tardia?	
	Estacionária	Explosiva		
Linear	Acre**		Não	
	Alagoas**		Sim**	
	Amapá*		Não	
	Bahia**	Amazonas		Não
				Não
			Espírito Santo	Não
			Goiás	Sim*
		Minas Gerais	Sim*	
		Mato Grosso do Sul	Não	
	Paraíba*		Sim*	
	Piauí**		Sim	
		Rio de Janeiro	Não	
		Rio Grande do Norte	Não	
	Roraima**			Sim**
		Santa Catarina	Não	
		São Paulo	Não	
Sergipe		Não		
Não linear	Ceará**		Sim**	
	Distrito Federal**		Sim**	
	Maranhão**		Sim**	
		Mato Grosso	Não	
	Pará**		Sim**	
	Paraná**		Sim**	
	Pernambuco**		Sim**	
	Rio Grande do Sul**		Sim**	
	Rondônia**		Não	
	Tocantins**		Não	

Obs.: 1. Inferência realizada a partir das estimativas dos resultados dos modelos apresentados no apêndice A.

2. (**) resultado a 5% de significância; (*) resultado a 10% de significância.

Ocorre que, se a raiz unitária global com a presença de estabilização fiscal tardia consiste em um atenuante ao grave quadro fiscal do ente público, a estacionariedade global concomitante àquela situação (ii.1), descrita ao fim da seção

anterior, implica a necessidade de alertar para o eventual crescimento desordenado das despesas de custeio. É exatamente o que ocorre em outros nove estados e no Distrito Federal.

Por fim, os resultados peculiares de Sergipe e Tocantins, embora com dinâmicas diferentes, caracterizam a situação (ii.2) e sugerem alerta para os limiares de gastos com custeio como proporção da RCL, que, a despeito da estacionariedade global do indicador, poderá induzir a insolvência destas administrações.

5.2 Resultados para as capitais brasileiras

De forma análoga ao realizado para as UFs brasileiras, a tabela 3 sumariza a interpretação das estimativas do modelo (1) detalhadas no apêndice C para as 26 capitais do país.

TABELA 3
Síntese das estimações para as capitais brasileiras

Dinâmica	Tendência global		Estabilização fiscal tardia?
	Estacionária	Explosiva	
Linear	Belém**		Sim**
	Boa Vista**		Sim**
	Fortaleza**		Sim**
	João Pessoa**		Sim**
	Macapá**		Não
	Manaus**		Sim**
		Porto Velho	Não
		Salvador**	Sim**
		Teresina**	Não
	Não linear	Aracaju**	
Belo Horizonte**			Sim**
		Campo Grande	Não
Cuiabá**			Sim**
Curitiba**			Sim**
Florianópolis**			Sim**
Goiânia**			Sim**
Maceió**			Não
Natal**			Sim**
Palmas**			Sim**
Porto Alegre**			Não
Recife**			Sim*
Rio Branco**			Sim**
		Rio de Janeiro	Não
São Luís**			Não
São Paulo**			Sim**
Vitória**		Sim**	

Obs.: 1. Inferência realizada a partir das estimativas dos resultados dos modelos apresentados no apêndice B.

2. (**) resultado a 5% de significância; (*) resultado a 10% de significância.

Observa-se, na tabela 3, que para as capitais é mais frequente a ocorrência de mudança de regime na dinâmica do indicador de custeio como proporção da RCL, ao passo que também se mostra menos grave o quadro fiscal aferido a partir desta medida: apenas Porto Velho, Campo Grande e Rio de Janeiro apresentam um quadro fiscal mais grave, com estas duas últimas capitais ainda apresentando dois padrões de comportamento explosivo do custeio da administração pública, fato que sugere uma aceleração da crise fiscal para padrões elevados de custeio, em detrimento da implementação de medidas de ajuste fiscal. Além daquelas capitais, apenas Porto Alegre enquadra-se em situação similar à verificada para os estados de Sergipe e Tocantins, com sustentabilidade global, mas com limiares cuja superação implica insolvência.

Essa situação fiscal menos grave, nos municípios de grande porte e nas capitais, se coaduna com as evidências da necessidade de financiamento do setor público consolidado em dados agregados para as três esferas de governo, disponíveis no Banco Central do Brasil (BCB).

Finalmente, cabe reforçar a constatação do fenômeno das políticas tardias de estabilização fiscal associada à estacionariedade global em 18 das 26 capitais brasileiras. É exatamente nas esferas subnacionais que o processo de barganha pelo orçamento público é mais intenso e, portanto, é maior a necessidade de rigor na gestão do custeio da administração pública. Nos termos de Alesina e Drazen (1991), os grupos de interesse, que diferem uns dos outros na perda de bem-estar resultante dos métodos governamentais utilizados na estabilização fiscal, brigam entre si para obter a menor perda durante o período de ajuste fiscal e, por conseguinte, a estabilização só ocorrerá depois que um dos grupos for derrotado.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando-se a literatura tradicional atinente à sustentabilidade da política fiscal e o processo de barganha que envolve o orçamento público, este estudo contribui com o debate nesta área, ao realizar uma investigação da solvência dos governos subnacionais no Brasil, a partir de um indicador baseado no custeio da administração pública e segundo uma metodologia adequada à instabilidade das relações entre as variáveis econômicas.

O indicador de custeio como proporção da RCL proposto se mostra uma restrição mais ativa à realização de investimentos que viabilizem a retomada da economia e a consecução do crescimento econômico dos entes subnacionais no Brasil, tendo em vista que majoritariamente tais entes possuem elevada margem para endividamento, muito embora não disponham de recursos para manter sequer o funcionamento da administração pública.

Ampliam-se assim as contribuições sobre a análise da política fiscal dos governos subnacionais, como destaca Quintanilla (2009), além dos efeitos da dívida pública sobre o crescimento econômico, conforme apresentado por Reinhart e Rogoff (2009a; 2009b; 2010a; 2010b; 2011; 2012) e Panizza e Presbitero (2013) e, mais recentemente, Ostry, Gosh e Espinoza (2015), seja pela forma de análise da solvência desses entes ou pela incorporação do fenômeno da estabilização fiscal tardia, já previsto em Alesina e Drazen (1991). Segundo esses autores, tal fenômeno ocorre em países onde grupos de interesses, que diferem uns dos outros na perda de bem-estar resultante dos métodos governamentais utilizados na estabilização fiscal, disputam entre si para minimizar suas perdas durante o período de ajuste fiscal. Embora não constitua objeto deste artigo, uma extensão imediata poderia ser a incorporação das contribuições recentes para identificação de situação de fadiga fiscal, a qual pode ser sugerida a partir de dinâmicas de déficit que passam de estacionárias para não estacionárias a partir de um determinado limiar, desde que associadas ao elevado volume de endividamento.

Assim, a estabilização fiscal tardia é consequência do *trade-off* entre governança e governabilidade, com o qual se depara o gestor público, e reflete a existência de restrições políticas que impedem uma ação rápida das autoridades fiscais, na sua tarefa de eliminar trajetórias não sustentáveis do gasto público.

Conforme argumenta Rocha (2020), o setor público brasileiro tem a peculiaridade de apresentar tendências ascendentes da despesa pública “em épocas de crescimento, o que não deixa espaço para políticas contracíclicas” tão necessárias em períodos como o pós-crise de 2008, e observa-se, nas evidências deste artigo, quando apresentadas em termos agregados, um crescimento do custeio do setor público *vis-à-vis* a RCL dos entes subnacionais, mesmo considerando-se dados liquidados.

Neste estudo, a aplicação de um modelo autorregressivo com valor limite endógeno para o indicador de custeio como proporção da RCL, com dados entre 2008 e 2016, seguindo a abordagem de Caner e Hansen (2001), permite constatar uma grave situação fiscal de estrangulamento do custeio em dez das 27 UFs, e em apenas três das 26 capitais de estados do país, demonstrando uma gestão mais austera das despesas nos níveis inferiores de governo.

Por sua vez, o mais intenso processo de barganha pelo orçamento público se comprova nas prefeituras. Mesmo após a implementação de dispositivos legais, como a LRF ou as resoluções nºs 40 e 43/2001 do Senado Federal, caracteriza-se, em treze das 27 UFs e em dezoito das 26 capitais, o fenômeno da estabilização fiscal tardia e, portanto, um excesso de tolerância das autoridades destes entes ao crescimento desordenado do gasto público.

Finalmente, destaca-se que não foram considerados na investigação os eventuais impactos das alterações do risco fiscal do governo federal sobre o custo da

dívida dos entes subnacionais, fato que requer a estimação do grau de exposição de cada ente ao risco sistêmico, e pode envolver, em se estendendo para a análise do serviço da dívida, a conta de capital e sua componente de amortização, variável muito volátil entre os entes.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; DRAZEN, A. Why are stabilizations delayed? **American Economic Review**, v. 81, n. 5, p. 1170-1188, dez. 1991.
- ANDREWS, D. W. K.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Econometrica**, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, nov. 1994.
- ARESTIS, P.; CIPOLLINI, A.; FATTOUH, B. Threshold effects in the U.S. budget deficit. **Economic Inquiry**, v. 42, n. 2, 214-222, 2004.
- BERTOLA, G.; DRAZEN, A. Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity. **American Economic Review**, v. 83, n. 1, p. 11-26, mar. 1993.
- BOHN, H. The behavior of U.S. public debt and deficits. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 949-963, ago. 1998.
- BOHN, H. **Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?** California: UCSB, out. 2006. (Working Paper, n. 464).
- CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a unit root. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1555-1596, nov. 2001.
- CHAN, K. S. Percentage points of likelihood ratio tests for threshold autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, v. 53, p. 691-696, 1991.
- CHICOLI, R. S. E.; BENDER, S. **Ensaio em política fiscal para países emergentes**. 2020. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2020.
- CYSNE, R. P.; CAMPOS, E. L. A time varying fiscal reaction function for Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 49, n. 1, p. 5-38, jan.-mar. 2019a.
- CYSNE, R. P.; CAMPOS, E. L. An alert on the recent fall of the fiscal reaction in Brazil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 39, n. 2, p. 253-262, abr.-jun. 2019b.
- DAVIES, R. B. Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative. **Biometrika**, v. 74, p. 33-43, 1987.

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

HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Is the budget deficit too large? **Economic Inquiry**, v. 24, p. 429-445, 1991.

HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **American Economic Review**, v. 76, n. 4, p. 809-819, set. 1986.

HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. **Econometrica**, v. 64, n. 2, p. 413-430, mar. 1996.

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

LUPORINI, V. **Sustainability of the Brazilian fiscal policy and Central Bank independence**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, abr. 1999. (Texto para Discussão, n. 125).

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

LUPORINI, V. Sustainability of Brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais...** Pernambuco: Anpec, 2012.

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

OSTRY, J. D.; GOSH, A.R.; ESPINOZA, R. **When should public debt be reduced?** Washington: International Monetary Fund, jun. 2015. (IMF Staff Discussion Note, n. 15/10).

PANIZZA, U.; PRESBITERO, A. F. **Public debt and economic growth in advanced economies: a survey**. Ancona, Itália: Univ. Politecnica Marche, 2013. (Mo.Fi.R. Working Paper, n. 78).

QUINTANILLA, J. C. **Public finance sustainability in subnational governments**. Londres: Debt Relief International, nov. 2009. (Heavily Indebted Poor Countries Debt Strategy and Analysis Capacity Building Programme CEMLA, Publication n. 12).

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. The aftermath of financial crisis. **American Economic Review**, v. 99, n. 2, p. 466-472, 2009a.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. **This time is different**: eight centuries of financial folly. Princeton, Nova Jersey: Princeton University Press, 2009b.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Debt and growth revisited, **VoxEU.org**, ago. 2010a.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. Growth in a time of debt. **American Economic Review**, v. 100, n. 2, p. 573-578, 2010b.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. From financial crash to debt crisis. **American Economic Review**, v. 101, n. 5, p. 1676-1706, ago. 2011.

REINHART, C. M.; REINHART, V. R.; ROGOFF, K. S. Public debt overhangs: advanced-economy episodes since 1800. **Journal of Economic Perspectives**, v. 26, n. 3, p. 69-86, 2012.

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

ROCHA, F. A crise fiscal e a academia. **Informações Fipe**, n. 472, jan. 2020.

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, jan.-abr. 2014.

SIMONASSI, A. G. *et al.* Solvência e reação fiscal das administrações públicas municipais no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 39, p. 91-122, jul.-dez. 2012.

TABOSA, F. J. S. *et al.* Reação fiscal ao aumento da dívida pública: uma análise para os estados brasileiros. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 20, n. 1, p. 57-71, 2016.

UCTUM, M.; THURSTON, T.; UCTUM R. Public debt, the unit root hypothesis and structural breaks: a multi-country analysis. **Economica**, v. 73, n. 289, p. 129-156, fev. 2006.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. **Economic Policy**, v. 10, n. 21, p. 205-248, out. 1995.

BOHN, H. The sustainability of budget deficits with lump-sum and with income-based taxation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 23, n. 3, p. 581-604, ago. 1991.

BRASIL. **Constituição Federal de 1988**. Brasília: Congresso Nacional, 1988.

BRASIL. Lei Complementar nº 101, de 4 maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 5 maio 2000.

BRASIL. Resolução nº 40, de 2001. Dispõe sobre os limites globais para o montante da dívida pública consolidada e da dívida pública mobiliária dos estados, do Distrito Federal e dos municípios, em atendimento ao disposto no art. 52, VI e IX, da Constituição Federal. **Diário Oficial da União**, Brasília, 21 dez. 2001.

BRASIL. Resolução nº 43, de 2001. Dispõe sobre as operações de crédito interno e externo dos estados, do Distrito Federal e dos municípios, inclusive concessão de garantias, seus limites e condições de autorização, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 26 dez. 2001.

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, jun. 2000.

REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. **The forgotten history of domestic debt**. Cambridge, Estados Unidos: National Bureau of Economic Research, 2008. (Working Paper, n. 13946).

APÊNDICE A

SUMÁRIO DOS TESTES REALIZADOS NO MODELO TAR

A distinção entre H_0 , H_1 e H_2 é realizada mediante o uso das seguintes estatísticas de teste propostas por Caner e Hansen (2001).

- 1) Uma estatística t para ρ_1, t_1 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 1, isto é; $H_2: \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.
- 2) Uma estatística t para ρ_2, t_2 , utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa de estacionariedade apenas no regime 2, isto é; $H_2: \rho_1 = 0$ e $\rho_2 < 0$.
- 3) Uma estatística de Wald unicaudal, $R_{1T} = t_1^2 I_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 I_{(\hat{\rho}_2 < 0)}$, utilizada para testar a hipótese nula de raiz unitária, $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, contra a alternativa.

Os valores críticos para as estatísticas R_{1T} , t_1 e t_2 encontram-se tabulados em Caner e Hansen (2001). Foram tabulados valores críticos assintóticos e, para melhorar a inferência em amostras pequenas, valores críticos por *bootstrap*.

As simulações de Monte Carlo realizadas por Caner e Hansen (2001) mostram que, na presença de raiz unitária parcial, os testes baseados nas estatísticas t têm muito mais potência (e melhor tamanho) que o tradicional teste ADF e que o teste baseado na estatística R_{1T} . Na presença de estacionariedade pura (estacionariedade nos dois regimes), os testes t ainda possuem mais potência que o teste ADF quando existem efeitos de *threshold* nos outros parâmetros do modelo (1). Isto levou Caner e Hansen a concluir que os testes t são capazes de discriminar corretamente os casos de raiz unitária pura, raiz unitária parcial e estacionariedade pura.

APÊNDICE B

RESULTADOS DO MODELO TAR PARA AS UNIDADES DA FEDERAÇÃO

TABELA B.1
Estimativas para as UFs da região Norte: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Acre	$\lambda = 0,018$	R_{17} : 25,6	t_1 : 3,45	t_2 : 3,70
	Wald: 9,14	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,03	p-valor assintótico: 0,02
	p-valor: 0,49	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02
Amapá	$\lambda = 0,207$	R_{17} :	t_1 : 2,67	t_2 : 2,46
	Wald: 10,4	p-valor assintótico: 0,04	p-valor assintótico: 0,18	p-valor assintótico: 0,26
	p-valor: 0,42	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,23
Amazonas	$\lambda = 0,071$	R_{17} : 1,91	t_1 : 1,14	t_2 : 0,78
	Wald: 6,04	p-valor assintótico: 0,92	p-valor assintótico: 0,83	p-valor assintótico: 0,91
	p-valor: 0,67	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,61	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,46	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,30
Pará	$\lambda = -0,202$	R_{17} : 31,6	t_1 : 2,79	t_2 : 4,88
	Wald: 15,4	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,15	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,09	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Rondônia	$\lambda = -0,077$	R_{17} : 32,9	t_1 : 4,58	t_2 : 3,46
	Wald: 25,8	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,01	p-valor assintótico: 0,03
	p-valor: 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Roraima	$\lambda = -0,058$	R_{17} : 25,5	t_1 : -1,20	t_2 : 5,05
	Wald: 6,1	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,81	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,81	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,96	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Tocantins	$\lambda = -0,123$	R_{17} : 20,4	t_1 : 3,81	t_2 : 2,44
	Wald: 32,2	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,01	p-valor assintótico: 0,26
	p-valor: 0,02	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,04	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,18

Elaboração dos autores.

Obs.: UF – Unidades da Federação.

TABELA B.2
Estimativas para as UFs da região Nordeste: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Alagoas	$\lambda = 0,123$ Wald: 14,0 p-valor: 0,12	R_{17} : 18,6 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 2,05 p-valor assintótico: 0,44 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,31	t_2 : 3,79 p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Bahia	$\lambda = -0,121$ Wald: 12,1 p-valor: 0,25	R_{17} : 22,6 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	t_1 : 3,02 p-valor assintótico: 0,09 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,09	t_2 : 3,66 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02
Ceará	$\lambda = 0,119$ Wald: 41,8 p-valor: 0,00	R_{17} : 28,7 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 3,22 p-valor assintótico: 0,06 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06	t_2 : 4,28 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Maranhão	$\lambda = 0,075$ Wald: 23,9 p-valor: 0,01	R_{17} : 25,5 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 1,16 p-valor assintótico: 0,83 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,44	t_2 : 4,92 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Paraíba	$\lambda = -0,114$ Wald: 12,4 p-valor: 0,23	R_{17} : 15,5 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06	t_1 : 2,16 p-valor assintótico: 0,39 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,25	t_2 : 3,29 p-valor assintótico: 0,05 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05
Pernambuco	$\lambda = -0,076$ Wald: 34,6 p-valor: 0,00	R_{17} : 26,3 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02	t_1 : -0,07 p-valor assintótico: 0,96 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,73	t_2 : 5,13 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01
Piauí	$\lambda = -0,047$ Wald: 11,0 p-valor: 0,30	R_{17} : 15,4 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	t_1 : 1,04 p-valor assintótico: 0,86 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,53	t_2 : 3,79 p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01
Rio Grande do Norte	$\lambda = 0,221$ Wald: 17,6 p-valor: 0,20	R_{17} : 3,90 p-valor assintótico: 0,70 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,56	t_1 : 1,97 p-valor assintótico: 0,48 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,27	t_2 : -0,87 p-valor assintótico: 0,89 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,92
Sergipe	$\lambda = 0,085$ Wald: 5,3 p-valor: 0,85	R_{17} : 13,6 p-valor assintótico: 0,04 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08	t_1 : 3,69 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02	t_2 : 0,08 p-valor assintótico: 0,96 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,79

Elaboração dos autores.

TABELA B.3

Estimativas para as UFs da região Centro-Oeste: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Distrito Federal	$\lambda = -0,050$ Wald: 25,5 p-valor: 0,03	R_{12} : 6,1 p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	t_1 : -2,63 p-valor assintótico: 0,19 p-valor <i>bootstrap</i> : 1,00	t_2 : 4,02 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Goiás	$\lambda = 0,063$ Wald: 8,53 p-valor: 0,54	R_{12} : 9,80 p-valor assintótico: 0,14 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,21	t_1 : 0,34 p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,74	t_2 : 3,11 p-valor assintótico: 0,07 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08
Mato Grosso	$\lambda = -0,018$ Wald: 36,3 p-valor: 0,00	R_{12} : 7,14 p-valor assintótico: 0,33 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,26	t_1 : -1,17 p-valor assintótico: 0,82 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,90	t_2 : 2,67 p-valor assintótico: 0,18 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,12
Mato Grosso do Sul	$\lambda = 141$ Wald: 14,2 p-valor: 0,16	R_{12} : 8,08 p-valor assintótico: 0,25 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,15	t_1 : 2,84 p-valor assintótico: 0,13 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	t_2 : 0,04 p-valor assintótico: 0,96 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,82

Elaboração dos autores.

TABELA B.4

Estimativas para as UFs da região Sudeste: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Espírito Santo	$\lambda = -0,072$ Wald: 6,23 p-valor: 0,80	R_{12} : 5,07 p-valor assintótico: 0,55 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,44	t_1 : 0,42 p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,68	t_2 : 2,21 p-valor assintótico: 0,37 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,20
Minas Gerais	$\lambda = -0,079$ Wald: 11,1 p-valor: 0,28	R_{12} : 8,91 p-valor assintótico: 0,19 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,17	t_1 : -1,47 p-valor assintótico: 0,70 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,98	t_2 : 2,98 p-valor assintótico: 0,09 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05
Rio de Janeiro	$\lambda = -0,172$ Wald: 7,0 p-valor: 0,68	R_{12} : 9,27 p-valor assintótico: 0,17 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,12	t_1 : 2,10 p-valor assintótico: 0,42 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,19	t_2 : 2,21 p-valor assintótico: 0,37 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,19
São Paulo	$\lambda = 0,004$ Wald: 6,9 p-valor: 0,72	R_{12} : 4,54 p-valor assintótico: 0,62 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,52	t_1 : 1,99 p-valor assintótico: 0,47 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,30	t_2 : 0,76 p-valor assintótico: 0,91 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,55

Elaboração dos autores.

TABELA B.5
Estimativas para as UFs da região Sul: testes de linearidade e estacionariedade

UF	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Paraná	$\lambda = 0,191$ Wald: 44,1 p-valor: 0,00	$R_{17}: 70,2$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	$t_1: 0,00$ p-valor assintótico: 0,96 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,77	$t_2: 8,38$ p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Rio Grande do Sul	$\lambda = -0,073$ Wald: 23,9 p-valor: 0,01	$R_{17}: 15,0$ p-valor assintótico: 0,02 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,04	$t_1: -1,53$ p-valor assintótico: 0,68 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,95	$t_2: 3,88$ p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02
Santa Catarina	$\lambda = 0,053$ Wald: 14,1 p-valor: 0,13	$R_{17}: 5,51$ p-valor assintótico: 0,50 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,45	$t_1: 0,05$ p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,69	$t_2: 2,30$ p-valor assintótico: 0,32 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,21

Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

RESULTADOS DO MODELO TAR PARA AS CAPITALS BRASILEIRAS

TABELA C.1
Estimativas para as capitais da região Norte: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Belém	$\lambda = 0,034$	$R_{17}: 20,2$	$t_1: 1,94$	$t_2: 4,06$
	Wald: 6,38	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,50	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,74	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,02	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,25	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,04
Boa Vista	$\lambda = -0,037$	$R_{17}: 15,1$	$t_1: 1,76$	$t_2: 3,47$
	Wald: 12,2	p-valor assintótico: 0,02	p-valor assintótico: 0,58	p-valor assintótico: 0,03
	p-valor: 0,30	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,36	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03
Macapá	$\lambda = 0,105$	$R_{17}: 39,3$	$t_1: 4,84$	$t_2: 3,99$
	Wald: 6,69	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,01
	p-valor: 0,68	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05
Manaus	$\lambda = -0,147$	$R_{17}: 27,9$	$t_1: -1,08$	$t_2: 5,28$
	Wald: 9,07	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,84	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,48	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,83	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Palmas	$\lambda = 0,035$	$R_{17}: 25,9$	$t_1: 2,56$	$t_2: 4,40$
	Wald: 18,8	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,21	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,08	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01
Porto Velho	$\lambda = 0,116$	$R_{17}: 10,0$	$t_1: 1,73$	$t_2: 2,65$
	Wald: 7,19	p-valor assintótico: 0,13	p-valor assintótico: 0,60	p-valor assintótico: 0,19
	p-valor: 0,68	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,19	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,39	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,10
Rio Branco	$\lambda = 0,028$	$R_{17}: 50,3$	$t_1: 1,07$	$t_2: 7,01$
	Wald: 19,5	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,85	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,04	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,50	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

Elaboração dos autores.

TABELA C.2
Estimativas para as capitais da região Nordeste: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Aracaju	$\lambda = 0,128$	$R_{17}: 13,9$	$t_1: 2,18$	$t_2: 3,02$
	Wald: 25,4	p-valor assintótico: 0,03	p-valor assintótico: 0,38	p-valor assintótico: 0,09
	p-valor: 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,25	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,05
Fortaleza	$\lambda = 0,038$	$R_{17}: 34,8$	$t_1: 3,01$	$t_2: 5,07$
	Wald: 12,2	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,09	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,25	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,11	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
João Pessoa	$\lambda = -0,053$	$R_{17}: 37,2$	$t_1: 0,96$	$t_2: 6,02$
	Wald: 6,21	p-valor assintótico: 0,00	p-valor assintótico: 0,88	p-valor assintótico: 0,00
	p-valor: 0,78	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,48	p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

(Continua)

(Continuação)

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Maceió	$\lambda = -0,048$ Wald: 18,2 p-valor: 0,03	R_{12} : 61,1 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 4,17 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	t_2 : 6,61 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Natal	$\lambda = 0,236$ Wald: 25,1 p-valor: 0,02	R_{12} : 28,1 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 1,37 p-valor assintótico: 0,76 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,34	t_2 : 5,12 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Recife	$\lambda = 0,165$ Wald: 52,6 p-valor: 0,00	R_{12} : 13,4 p-valor assintótico: 0,04 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,03	t_1 : 2,42 p-valor assintótico: 0,27 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,15	t_2 : 2,75 p-valor assintótico: 0,16 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06
Salvador	$\lambda = -0,011$ Wald: 7,53 p-valor: 0,61	R_{12} : 26,6 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 2,01 p-valor assintótico: 0,46 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,26	t_2 : 4,75 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
São Luís	$\lambda = 0,314$ Wald: 50,7 p-valor: 0,02	R_{12} : 15,7 p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,15	t_1 : 3,97 p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,06	t_2 : -4,98 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 1,00
Teresina	$\lambda = 0,050$ Wald: 12,5 p-valor: 0,18	R_{12} : 61,5 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 6,52 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_2 : 4,37 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

Elaboração dos autores.

TABELA C.3

Estimativas para as capitais da região Centro-Oeste: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Campo Grande	$\lambda = 0,173$ Wald: 18,3 p-valor: 0,02	R_{12} : 8,55 p-valor assintótico: 0,22 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,17	t_1 : 1,78 p-valor assintótico: 0,58 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,23	t_2 : 2,32 p-valor assintótico: 0,14 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,31
Cuiabá	$\lambda = 0,221$ Wald: 19,0 p-valor: 0,05	R_{12} : 31,6 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 2,12 p-valor assintótico: 0,41 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,25	t_2 : 5,21 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Goiânia	$\lambda = -0,109$ Wald: 24,7 p-valor: 0,02	R_{12} : 24,2 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 1,20 p-valor assintótico: 0,82 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,49	t_2 : 4,77 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

Elaboração dos autores.

TABELA C.4

Estimativas para as capitais da região Sudeste: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Belo Horizonte	$\lambda = -0,050$ Wald: 38,6 p-valor: 0,00	R_{12} : 102,0 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 0,76 p-valor assintótico: 0,91 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,66	t_2 : 10,1 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Rio de Janeiro	$\lambda = 0,266$ Wald: 54,5 p-valor: 0,00	R_{12} : 7,30 p-valor assintótico: 0,31 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,23	t_1 : 2,23 p-valor assintótico: 0,35 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,10	t_2 : 1,53 p-valor assintótico: 0,69 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,39

(Continua)

(Continuação)

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
São Paulo	$\lambda = 0,106$ Wald: 107,0 p-valor: 0,00	R_{12} : 140,0 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : 2,79 p-valor assintótico: 0,14 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,10	t_2 : 11,5 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Vitória	$\lambda = 0,048$ Wald: 48,8 p-valor: 0,00	R_{12} : 51,6 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : -1,55 p-valor assintótico: 0,67 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,97	t_2 : 7,19 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00

Elaboração dos autores.

TABELA C.5

Estimativas para as capitais da região Sul: testes de linearidade e estacionariedade

Capital	Teste de linearidade	Evolução global	Evolução parcial	Evolução parcial
Curitiba	$\lambda = 0,052$ Wald: 32,1 p-valor: 0,01	R_{12} : 29,0 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : -0,328 p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,81	t_2 : 5,38 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Florianópolis	$\lambda = -0,129$ Wald: 18,0 p-valor: 0,04	R_{12} : 32,3 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00	t_1 : -0,360 p-valor assintótico: 0,95 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,87	t_2 : 5,68 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,00
Porto Alegre	$\lambda = -0,053$ Wald: 16,8 p-valor: 0,03	R_{12} : 17,8 p-valor assintótico: 0,00 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	t_1 : 3,87 p-valor assintótico: 0,01 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,01	t_2 : 1,70 p-valor assintótico: 0,61 p-valor <i>bootstrap</i> : 0,37

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em: nov. 2020.

Última versão recebida em: maio 2022.

Aprovada em: maio 2022.

FATORES RELACIONADOS À VERTICALIZAÇÃO IMOBILIÁRIA RESIDENCIAL NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS^{1,2}

Luciano Nakabashi³

Marcos Kahtalian⁴

Este estudo busca compreender o processo de verticalização residencial nos municípios brasileiros com mais de 100 mil habitantes em 2010, considerando os anos 1991, 2000 e 2010, preenchendo uma lacuna da falta de estudos quantitativos sobre tema tão relevante no bem-estar dos cidadãos e na elaboração de políticas públicas de planejamento urbano. Adicionalmente, este estudo mensura os efeitos quantitativos de cada variável explicativa. Os resultados mostram que a população municipal e o desenvolvimento econômico mensurados pelo Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) são as variáveis altamente associadas ao processo de verticalização. Os resultados indicam que a violência, o número médio de membros por domicílio, o número de famílias com renda entre R\$ 4 mil e R\$ 8 mil e acima de R\$ 8 mil, bem como o índice pluviométrico, estão associados a tal processo, embora de forma não tão robusta quanto as duas primeiras variáveis.

Palavras-chave: verticalização residencial; desenvolvimento econômico municipal; planejamento urbano.

FACTORS RELATED TO RESIDENTIAL REAL ESTATE VERTICALIZATION IN THE BRAZILIAN MUNICIPALITIES

In the present study, we analyze the process of residential verticalization in the Brazilian municipalities with over 100 thousand inhabitants in 2010, for 1991, 2000, and 2010. This study fills a gap in the literature because there is a lack of quantitative studies on such a relevant subject in the citizens' welfare and for elaborating urban planning public policies. In addition, this study measures the quantitative influence of each of the explanatory variables. The results show that the municipal population and the economic development measured by the HDI-M index are highly associated with the verticalization process. The results indicate that violence perception, the average number of members per household, the number of families with income between 4 and 8 thousand and above 8 thousand reais, and the rainfall index are also associated with residential verticalization. Still, their associations are not as robust as the first two variables.

Keywords: residential verticalization; municipal economic development; urban planning.

JEL: R30; O18; C33.

1 INTRODUÇÃO

O processo de verticalização é uma realidade nas cidades brasileiras. Ele teve início nos municípios do Rio de Janeiro e de São Paulo na década de 1920 (Ramires e Gomes, 2002), mas atualmente é comum encontrar vários edifícios verticais em

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art4>

2. Os autores agradecem os comentários do parecerista anônimo.

3. Professor associado na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (Fearp/USP). *E-mail:* luciano.nakabashi@gmail.com.

4. Diretor e sócio do Bureau de Inteligência Corporativa (Brain). *E-mail:* marcosk@brain.srv.br.

idades de médio e grande porte no Brasil, imóveis que têm finalidade tanto comercial quanto residencial, haja vista que as cidades brasileiras se destacam nesse quesito em comparação às de outros países (Ramires, 1998), sobretudo em relação aos imóveis residenciais verticais (Casaril e Fresca, 2007). Tal processo influencia o estilo de vida dos habitantes dos centros urbanos, assim como a interação entre eles, podendo influenciar diferentes aspectos da vida moderna e do planejamento urbano (Macedo, 1991).

O processo de verticalização melhora o potencial de aproveitamento do solo (multiplicação do solo urbano), propiciando maior adensamento nos grandes e médios centros urbanos (Ramires e Gomes, 2002), além de reduzir as distâncias entre casa, trabalho e serviços disponíveis para os cidadãos, visto que o maior adensamento populacional também costuma atrair estabelecimentos comerciais para atender à população local, o que leva a um processo de desconcentração da oferta de produtos e serviços quando ocorre em regiões outras que não as centrais de uma cidade. Por exemplo, Silva e Cleps (2011) mostram alguns aspectos desse processo de desconcentração considerando o caso de Uberlândia-MG, o que acaba por afetar o cotidiano das pessoas.

Diante da importância da verticalização no planejamento urbano e nos hábitos dos cidadãos dos municípios de grande e médio portes, seria importante entender quais as variáveis que estão associadas a esse processo. Um elemento apontado como crucial é o conjunto de leis, como aquelas que definem a taxa de ocupação do terreno, o índice de aproveitamento dos lotes, a lei de zoneamento, a definição de gabaritos dos prédios, entre outras (Gregolletto, 2017; Souza, 2016; Costa, 2016; Leme, 2015; Ueda, 2012; Ramires e Gomes, 2002; Ramires, 1998). Por exemplo, Souza (2016) aponta a relação entre as alterações do plano diretor do município de São Paulo (adoção do coeficiente de aproveitamento básico igual a um para todo o território municipal), a elevação dos custos de imóveis verticais e o consequente aumento dos seus preços, o que desloca novas construções para áreas menos nobres ou provoca a redução na demanda por esse tipo de empreendimento.

Não menos importante são as tecnologias desenvolvidas que viabilizam ou facilitam o processo de verticalização. Ramires (1998) destaca a melhora das técnicas construtivas do espaço urbano – por exemplo, a introdução do elevador. Casaril e Fresca (2007) destacam novas técnicas produtivas – como o cálculo estrutural e a execução de fundações – e materiais de construção de alta resistência e baixo preço – como o concreto armado –, além da busca pela modernidade por parte de agentes públicos e privados. Cardoso (2017) aponta para a importância de obras públicas de urbanização ou renovação urbana como impulsionadoras de tal processo, como a infraestrutura do bairro. Gregoletto (2017) também destaca a relevância da infraestrutura para a área de adensamento vertical (viário, sanitário,

elétrico), além de Costa (2016), que salienta a importância de obras de melhoria na infraestrutura de transportes.

Soares e Ramires (1995) apontam que a verticalização é uma opção de urbanização determinada pelos diferentes atores sociais e por interesses econômicos que envolvem a estruturação interna das cidades. Em um estudo de caso para São José dos Campos-SP, Costa (2016) tem como premissa que o Estado representa as classes dominantes, e, por isso, há grande influência de construtoras e incorporadoras na legislação urbanística. Em um estudo para Belém do Pará, Cardoso (2017) aponta a lógica do capital financeiro (busca de lucros pelas construtoras e incorporadoras) como impulsionadora do processo de verticalização, assim como Casaril e Fresca (2007) e Ramires (1998). Ueda (2012) considera a relevância da proporção das classes mais altas, que gera demanda por residências verticais, além do crescimento populacional. Costa (2016) relata que a década de 1980 foi um período de intensa verticalização em São José dos Campos, salientando que os imóveis foram construídos para as classes de maior renda.

Casaril e Fresca (2007) apontam a criação do Banco Nacional de Habitação (BNH), integrado ao Sistema Financeiro de Habitação (SFH), em 1964, que elevou os recursos para habitação e estimulou a verticalização em algumas cidades. Leme (2015) destaca a importância da estabilização monetária, com o Plano Real, que propiciou maior concessão de crédito; a criação do Ministério das Cidades; o Plano Nacional de Habitação de 2008; além do Programa Minha Casa, Minha Vida (MCMV). Como o período do nosso estudo vai até 2010, consideramos que os efeitos do MCMV foram pequenos no período analisado. Lançado em 2009 pelo governo federal, tendo como principal objetivo contribuir para a redução do déficit habitacional por meio da concessão de incentivos à produção e da compra de novas unidades habitacionais (Rolnik *et al.*, 2015), o MCMV causou grandes impactos nos lançamentos residenciais verticais para famílias de baixa renda, mudando a dinâmica do mercado, mas seus efeitos serão sentidos em tal processo com maior magnitude no Censo 2022. Ueda (2012) considera a importância da região central, das políticas habitacionais, da disponibilidade de terrenos para moradias verticais, dos fatores climatológicos e físico-geológicos, além da busca pela segurança.

A literatura que trata do tema no Brasil se destaca por estudos de casos focados em determinados municípios, sendo realizados, em sua maior parte, por geógrafos e arquitetos. Existem várias análises realizadas por meio da abordagem de estudos de caso, mas é nítida a falta de estudos que comparam diversos municípios a partir de métodos estatísticos em um tema de grande relevância econômica e social e que ocorre em várias regiões brasileiras. Para preencher parte dessa lacuna, propomos realizar um estudo considerando os municípios com pelo menos 100 mil habitantes em 2010, visto que são aqueles que tendem a possuir razoável processo de verticali-

zação residencial, considerando os anos 1991, 2000 e 2010. O total de municípios é de 283, mas algumas variáveis não estão disponíveis para todos eles, dependendo do ano. Este estudo analisa o efeito de algumas das variáveis apontadas como relevantes no processo de verticalização das cidades brasileiras, de acordo com a literatura citada anteriormente, focando o processo de verticalização residencial. Pela falta de estudos estatísticos para uma amostra de municípios brasileiros, pelo menos de acordo com o conhecimento dos autores, este estudo é fundamental para o melhor entendimento das variáveis que estão associadas ao processo de verticalização residencial nos municípios brasileiros, além de quantificar a importância de cada uma delas em tal processo.

Percebemos este estudo como uma tentativa de estimular análises quantitativas sobre esse fenômeno tão relevante que está relacionado ao modo de vida dos cidadãos e sua interação com o ambiente de trabalho e o acesso a vários bens e serviços. Vale ressaltar que o processo de verticalização municipal é crucial no planejamento urbano e na elaboração de políticas públicas municipais e regionais, visto seus efeitos na demanda por infraestrutura municipal e redistribuição espacial de bens e serviços.

Entre os principais resultados encontrados, destaca-se a importância da população municipal no processo de verticalização. Considerando as especificações mais completas – e com o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) em vez de seus componentes –, apresentadas nas penúltimas colunas de cada tabela, uma elevação de 10% na população municipal está associada a uma maior verticalização residencial – de 7,9% em 1991, 13,4% em 2000, 12,3% em 2010 e 13,1% – nos resultados com o painel de dados, sendo que sua associação é positiva e significativa em todas as especificações, anos e métodos da estimação. Um provável canal que explica a associação entre as duas variáveis é que o crescimento populacional tende a elevar o preço dos terrenos, que, por sua vez, acaba estimulando o processo de verticalização.

Outra variável que mostrou uma associação positiva e robusta nos diferentes anos, especificações e métodos, foi o IDHM – utilizado como medida de desenvolvimento municipal. Um crescimento de 10% no IDHM está associado à maior verticalização residencial – de 43,7% em 1991, 70,9% em 2000, 63,6% em 2010 e de 55,1% – nos dados em painel, considerando as mesmas especificações. Considerando os componentes do IDHM de forma separada, o componente de educação é positivo e significativo em quase todos os casos, mostrando que uma melhor qualidade educacional está associada a um processo de verticalização mais acentuado, que pode ocorrer pelo canal renda, visto que uma maior escolaridade está associada a uma renda mais elevada, ou pelo canal de oferta desse tipo de serviço. O componente renda do IDHM também apresenta um sinal positivo e significativo

em quase todos os anos, especificações e métodos, exceto em 1991, em que seu coeficiente estimado é negativo e significativo na maior parte das especificações.

A participação do produto interno bruto (PIB) da agropecuária no PIB total possui uma associação negativa e significativa com o grau de verticalização residencial em praticamente todos os casos em que tal variável é considerada, indicando que a maior disponibilidade de terra se relaciona a uma menor verticalização. Municípios situados no litoral são mais verticalizados, embora o efeito seja pequeno quando se consideram as demais variáveis de controle. Há indícios, embora não tão robustos, de que o processo de verticalização residencial também está associado positivamente à proporção de famílias com renda mais elevada, à distribuição de renda – a qual pode estar associada ao nível de violência municipal, levando à busca pela segurança – e ao nível de precipitação, podendo indicar uma relação entre enchentes e verticalização residencial. Por fim, a variável número de membros por domicílio parece ter uma relação negativa com o processo de verticalização nos municípios brasileiros, apontando que municípios com famílias menores são, em média, mais verticalizados.

Além desta introdução, este estudo conta com mais três seções. Na segunda seção, são apresentadas as variáveis e suas fontes, as estatísticas descritivas e a metodologia. Na terceira, são expostos os resultados e a discussão. Na quarta, são tecidas as conclusões.

2 METODOLOGIA, VARIÁVEIS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

2.1 Variáveis e fontes dos dados

A escolha das variáveis utilizadas neste estudo teve como base aquelas apontadas como relevantes na literatura que trata sobre o tema. Conforme apresentado na introdução, as variáveis potenciais são: a população total do município; as leis municipais que regulamentam o uso do solo e a altura dos edifícios; as melhoras das técnicas construtivas; o nível de desenvolvimento municipal; a população com renda mais elevada; a infraestrutura urbana para áreas de adensamento vertical; as variáveis geográficas e climatológicas; o papel das construtoras e incorporadoras; e a lógica do capital financeiro associada à possibilidade de multiplicação do solo urbano; as políticas habitacionais; o acesso a crédito e taxa de juros; e a percepção da violência por parte das famílias, levando-as à busca pela segurança.

Nas estimações, as variáveis foram transformadas em logaritmo natural para facilitar a interpretação dos resultados. Os anos da análise se restringem a 1991, 2000 e 2010 por serem anos censitários em que algumas das variáveis estão disponíveis, considerando os municípios com mais de 100 mil habitantes em 2010, que são aqueles que possuem um processo de verticalização estabelecido, sendo a

amostra composta por 283 municípios que atendem a esse critério. Utilizamos, como medida de verticalização residencial, o número de famílias que vivem em apartamentos, ou seja, residências localizadas em edifício com mais de um domicílio, servidos por espaços comuns (*hall* de entrada, escadas, corredores, portaria ou outras dependências) ou edifício de dois ou mais pavimentos com entradas independentes para os andares. Consta-se que essa é única estatística oficial existente do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que mede o grau de verticalização municipal.

A população municipal é proveniente dos censos do IBGE. Duas variáveis foram utilizadas para capturar a população com renda mais elevada: a proporção de famílias que ganham entre R\$ 4 e R\$ 8 mil; e a proporção daquelas com renda acima de R\$ 8 mil, a preços constantes de 2010, sendo ambas do IBGE. Adicionalmente, utilizamos o IDHM como medida de desenvolvimento econômico para verificar se uma medida mais ampla de desenvolvimento econômico consegue capturar o processo de verticalização nos municípios, tendo como fonte o Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil.

Para capturar a percepção de violência, utilizamos a taxa de homicídio por 100 mil habitantes, o índice de Gini de desigualdade de renda, além de uma medida de fracionamento étnico. A taxa de homicídio, que tem como fonte o Datasus, captura diretamente a violência em um determinado município, com potencial sobre a percepção de violência decorrente de sua divulgação no noticiário local. Do ponto de vista econômico, a desigualdade de renda coloca pessoas com mais e menos recursos lado a lado. Portanto, aumenta o retorno esperado de furtos e roubos (Kelly, 2000). Outro importante aspecto é que a desigualdade de renda impele parte da população à marginalização das atividades produtivas, forçando-as a sobreviver por meio de atividades ilegais, como ressaltado por Glaeser (1994).

Além disso, a literatura possui numerosas evidências que relacionam a desigualdade de renda às taxas de criminalidade em diversos países, como Costantini, Meco e Paradiso (2018); Murray, Cerqueira e Kahn (2013); Soares (2004); Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002); Kelly (2000); e Sampson (1986); além de Justus e Kassouf (2008) para o caso brasileiro. Scorzafave e Soares (2009) controlam para efeitos espaciais e encontram resultados que apontam para a importância da desigualdade de renda em crimes que envolvem ganhos pecuniários nos municípios paulistas. O índice de Gini tem como fonte o Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil. O índice de fracionamento étnico foi calculado segundo metodologia utilizada por Mauro (1995). A fórmula do índice é dada por:

$$frac = 1 - \sum_{j=1}^5 \left(\frac{n_j}{N}\right)^2 \quad (1)$$

em que n_j é o número de indivíduos pertencentes ao grupo j e N é o número total de indivíduos ($\sum_{j=1}^5 n_j$). As cinco categorias são: brancos, pardos, pretos, amarelos e indígenas, que foram extraídas do censo demográfico do IBGE. Mauro (1995) enfatiza que o maior fracionamento étnico eleva o potencial de conflito entre os diferentes grupos, ou seja, é uma das possíveis fontes de violência em determinada região.

As variáveis geográficas e climatológicas utilizadas nas estimações foram retiradas do *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), sendo elas altitude, latitude e longitude dos municípios, considerando a divisão político-administrativa vigente em 2000, tendo como fonte o IBGE. A precipitação pluviométrica e as médias trimestrais de temperatura – sendo que as duas variáveis são compostas pelas médias entre 1961 e 1990 –, bem como as estimativas, foram realizadas com base nos dados climáticos CRU CL 2.0 10', do Climate Research Unit da University of East Anglia (CRU-UEA), na Inglaterra. Adicionalmente, incluímos a variável PIB da agropecuária em relação ao PIB total do município (PIBAgr/PIB) como uma medida de disponibilidade de terras. Em locais com maior PIB relativo da agropecuária, esperamos que exista maior disponibilidade de terras, o que tende a reduzir a pressão pela verticalização residencial. Esses dados estão disponíveis para 2000 e 2010.

As leis municipais que regulamentam o uso do solo, a altura dos edifícios verticais e outras leis que afetam o processo construtivo certamente são relevantes no processo de verticalização dos municípios analisados. No entanto, a legislação municipal é complexa e distinta entre os municípios, sendo que uma medida que capture a complexidade de tais leis e o quanto elas são restritivas não está disponível. Em uma revisão da literatura, Gyourko e Molloy (2015) ressaltam que, mesmo para os Estados Unidos, país com destaque na qualidade e quantidade de dados disponíveis, medidas que mensuram o grau de regulamentação municipal no processo construtivo são escassas.

De qualquer forma, podemos pensar em como as regulamentações afetam o processo de verticalização. Como apontado por Brueckner e Singh (2020), Gyourko e Molloy (2015) e Glaeser, Gyourko e Saks (2005), maiores níveis de regulamentação tendem a restringir a oferta e, portanto, elevar os preços dos imóveis da região. Por sua vez, Hilber e Robert-Nicoud (2013 *apud* Gyourko e Molloy, 2015)⁵ mostram que uma elevação no preço dos terrenos afeta a quantidade de regulamentações, bem como destacam que locais com maior número de amenidades disponíveis possuem maior grau de urbanização e, conseqüentemente, maior quantidade de regulamentação para novas construções a fim de evitar que novos empreendimentos aumentem as externalidades negativas decorrentes da

5. Hilber, C. A.; Robert-Nicoud, F. On the origins of land use regulations: theory and evidence from US metro areas. *Journal of Urban Economics*, v. 75, p. 29-43, 2013.

aglomeração. Em um estudo considerando as cidades de Nova York, Washington, Chicago, Boston e São Francisco, Brueckner e Singh (2020) mostram que maiores distâncias dos centros de negócios tendem a ter regulamentação menos restrita em relação à altura das construções. Portanto, as áreas com maiores amenidades e maior demanda por adensamento populacional são aquelas com maiores restrições em relação à altura dos edifícios.

Adicionalmente, Saiz (2010), por meio de informações geográficas, aponta que cidades com maiores frações de terra perdida em decorrência de restrições geográficas, como lagos, mar, pântanos, montanhas e terrenos acidentados, tendem a possuir maiores preços dos imóveis e regulamentações mais rígidas para o lançamento de empreendimentos residenciais. Seus resultados sugerem que políticas que restringem o adensamento populacional são mais prováveis de surgir em cidades com maiores taxas de crescimento e restrições geográficas, o que estaria de acordo com a hipótese de que os proprietários de imóveis estariam mais dispostos a realizar pressão política para manter ou aumentar o valor de suas residências em áreas em que os imóveis já são mais valorizados. Nesse caso, a regulamentação tende a ser maior nas cidades mais populosas, onde o preço dos terrenos é, geralmente, mais elevado e existe maior pressão para adensamento populacional. Tal problema levaria a uma subestimação dos coeficientes estimados de variáveis como tamanho populacional.

Adicionalmente, Glaeser, Gyourko e Saks (2005) enfatizam que os custos sociais de maiores restrições decorrem de uma má alocação de pessoas e consumidores que precisam morar em locais menos atrativos e de menor produtividade. Bertaud e Brueckner (2005 *apud* Brueckner e Singh, 2020)⁶ apontam que as restrições à verticalização urbana reduzem a oferta de moradias, elevando os preços e reduzindo a acessibilidade habitacional, levando a uma expansão urbana ineficiente conforme a cidade tenta acomodar sua população em novas e mais distantes áreas. Quanto maiores as distorções geradas pelas restrições de altura, maior o potencial impacto negativo sobre o nível de desenvolvimento municipal, o que poderia superestimar a relação positiva entre o nível de desenvolvimento econômico e o grau de verticalização municipal, pois maiores restrições reduziram tanto a verticalização quanto o nível de desenvolvimento econômico regional.

A infraestrutura urbana é outra variável que pode influenciar o processo de verticalização. No entanto, não há medidas que capturem de forma satisfatória tal variável nos anos e municípios analisados. Segundo Collier e Venables (2016), uma melhor infraestrutura de transporte melhora a acessibilidade ao trabalho e amenidades, aumentando o valor da terra e, dessa forma, encorajando maior

6. Bertaud, A.; Brueckner, J. K. Analyzing building-height restrictions: predicted impacts and welfare costs. *Regional Science and Urban Economics*, v. 35, n. 2, p. 109-125, 2005.

densidade populacional por meio da elevação da verticalização urbana. De acordo com Xie, Fang e Liu (2017), o desenvolvimento da infraestrutura urbana, sobretudo de transportes, reduz os custos e o tempo de trânsito, além de promover a comunicação inter-regional. Adicionalmente, facilita a expansão dos mercados regionais e da população, elementos que são necessários para promover o crescimento econômico regional. Dessa forma, além de regiões mais desenvolvidas terem mais recursos para o desenvolvimento da infraestrutura urbana, esta estimula o processo de desenvolvimento econômico, crescimento populacional e verticalização, ocorrendo um processo de bicausalidade entre as variáveis. Castells-Quintana (2017) mostra que algo semelhante ocorre quando outras medidas de infraestrutura urbana são utilizadas, como o acesso ao saneamento e à eletricidade, além de uma medida composta de infraestrutura urbana com base no acesso a saneamento, eletricidade, água, mobilidade urbana e custos de transporte. Portanto, a omissão de variáveis que capturam a qualidade da infraestrutura urbana pode enviesar os efeitos das variáveis de tamanho populacional e daquelas que capturam o nível de desenvolvimento econômico, superestimando a relação destas com o processo de verticalização residencial.

A influência das construtoras, incorporadoras e demais *players* desse mercado não foi considerada na análise, pois partimos do pressuposto de que tal variável é endógena, ou seja, o número de construtoras e incorporadoras, além dos demais *players*, é um resultado da demanda por imóveis verticais ou horizontais. É natural que tais empresas apareçam sempre que existam possibilidades de lucros que sejam alcançados através dos investimentos imobiliários destinados a atender uma demanda potencial. Por outro lado, tais agentes potencialmente afetam as leis municipais referentes às restrições impostas às construções imobiliárias, sendo o conjunto de leis que regem o setor a variável relevante que captura essa influência. No entanto, essa variável não está disponível, como ressaltado anteriormente. Apesar da falta de medidas para controlar para os efeitos das variáveis citadas, nosso estudo avança de forma considerável na literatura por ser o primeiro que captura os efeitos quantitativos de parte das variáveis relevantes no processo de verticalização.

Melhoras das técnicas construtivas, políticas habitacionais, acesso a crédito e o nível da taxa de juros são elementos relevantes no processo construtivo e de verticalização. No entanto, tais variáveis tendem a ter efeitos semelhantes entre os municípios e a variarem conjuntamente entre eles ao longo do tempo. Foi introduzida uma variável “ano” para 1991, 2000 e 2010 para capturar as influências dessas variáveis que tendem a afetar todos os municípios de forma similar em dado período, mas que variam ao longo do tempo. De acordo com o que foi exposto, uma possível especificação na forma reduzida seria:

$$\ln Vert_i = \beta_1 + \beta_2 \ln Pop_i + \beta_3 \ln Des_i + \beta_4 \ln Ren48_i + \beta_5 \ln Ren8_i + \beta_6 \ln Viol_i + \beta_7 \ln Demog_i + \beta_8 \ln Geog_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

As estimações para cada um dos anos foram realizadas de forma separada, ou seja, com estimações para 1991, 2000 e 2010, em que i representa cada um dos municípios da amostra. Para o caso das estimações em painel, ou seja, considerando todos os anos em uma única estimação, teríamos:

$$\ln Vert_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 \ln Pop_{i,t} + \beta_3 \ln Des_{i,t} + \beta_4 \ln Ren48_{i,t} + \beta_5 \ln Ren8_{i,t} + \beta_6 \ln Viol_{i,t} + \beta_7 \ln Demog_{i,t} + \beta_8 Ano_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

em que o \ln representa que as variáveis estão em logaritmo natural; $Vert_{i,t}$ é o número de famílias que moram em residências verticais; $Pop_{i,t}$ é a população municipal; $Des_{i,t}$ é a medida de desenvolvimento econômico mensurada pelo IDHM; $Ren48_{i,t}$ é a proporção de famílias com renda mensal entre R\$ 4 e R\$ 8 mil; e $Ren8_{i,t}$ é a proporção de famílias com renda mensal maior que R\$ 8 mil. $Viol_{i,t}$ representa cada uma das variáveis que captura a percepção de violência, sendo elas a taxa de homicídio por 100 mil habitantes, o índice de Gini e o índice de fracionamento étnico. $Demog_{i,t}$ representa as variáveis demográficas, sendo medidas pela taxa de fertilidade e pelo número de membros por domicílio. $Geog_{i,t}$ é composta pelas variáveis geográficas de cada município, como latitude, altitude, longitude, média de temperatura e índice pluviométrico, variáveis que não entram nas estimações via painel, visto que são constantes no tempo. Ano_t é uma variável de tempo que captura os efeitos que afetam o processo de verticalização ao longo do tempo e de forma similar entre os municípios; e $\varepsilon_{i,t}$ representa o termo de erro aleatório. O subscrito i denota um determinado município, enquanto subscrito t , o período (1991, 2000 ou 2010).

Dummies de estado ao qual o município pertence foram adicionadas para controlar efeitos que são fixos nos municípios que pertencem a um mesmo estado, como leis estaduais, cultura regional e preferências que possam afetar o processo de verticalização residencial, por exemplo. As *dummies* de estado ajudam a controlar para variáveis geográficas que não tiveram seus efeitos capturados pelas variáveis citadas acima, além de outras variáveis que sejam diferentes entre municípios de estados distintos, mas constantes no tempo.

2.2 Estatísticas descritivas

Na tabela 1 estão as estatísticas descritivas, com as variáveis em nível ou proporção. Nela, percebe-se a elevação da verticalização residencial nos municípios brasileiros acima de 100 mil habitantes. Adicionalmente, nota-se o crescimento da população média, do nível de desenvolvimento médio medido pelo IDHM, do número de famílias que ganham entre R\$ 4 e R\$ 8 mil e acima de R\$ 8 mil, da

taxa de homicídios e da medida de fracionamento étnico. Nota-se, ainda, redução na dispersão do IDHM entre 1991 e 2010, o que é positivo, ainda mais quando isso ocorre pela maior elevação do IDHM nos municípios menos desenvolvidos.

Os dados da referida tabela apresentam elevação na desigualdade de renda entre 1991 e 2000, com queda posterior, na média dos municípios analisados; comportamento similar ao apresentado pela taxa de fertilidade. A média de membros por domicílio apresenta queda no período analisado, o que pode ser decorrente das mudanças que ocorreram na estrutura familiar. Alves (2004) mostra que a redução do número médio de membros nas famílias brasileiras acontece desde, pelo menos, 1960, o que decorre da queda da taxa de fecundidade, além do aumento nos diferentes tipos de arranjos familiares, com elevação da proporção de famílias menores, devido ao crescimento no número de divórcios, mulheres sem cônjuge vivendo com os filhos, filhos que passaram a viver em domicílio próprio e idosos com maior expectativa de vida que se agregam menos a outros núcleos familiares.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variável	Observação	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Vert91 (%)	274	6,47	8,81	0,00	58,06
Vert00 (%)	282	7,79	8,89	0,01	62,20
Vert10 (%)	283	9,63	9,37	0,16	63,04
IDH91	277	0,52	0,07	0,30	0,70
IDH00	283	0,64	0,07	0,40	0,82
IDH10	283	0,75	0,05	0,58	0,86
IDHmRen91	283	0,64	0,07	0,41	0,80
IDHmRen00	283	0,68	0,07	0,46	0,86
IDHmRen10	283	0,73	0,06	0,54	0,89
IDHmLong91	283	0,70	0,06	0,51	0,79
IDHmLong00	283	0,77	0,05	0,62	0,87
IDHmLong10	283	0,84	0,03	0,75	0,89
IDHmEduc91	283	0,31	0,08	0,12	0,56
IDHmEduc00	283	0,50	0,10	0,22	0,74
IDHmEduc10	283	0,68	0,06	0,47	0,81
Ren4891	270	2.522	11.964	0,00	172.066
Ren4800	283	9.046	32.048	35,00	441.682
Ren4810	283	14.036	41.548	47,00	566.619
Ren891	253	944	4.857	0,00	69.433
Ren800	283	5.863	25.318	42,00	354.613
Ren810	283	8.359	32.047	120	425.327
Hom1991	271	23,38	18,03	0,88	118,17
Hom2000	279	29,89	23,10	0,25	122,95
Hom2010	282	31,50	22,31	2,73	115,53
Gini91	274	53,91	6,36	37,98	72,86
Gini00	282	56,25	5,38	43,95	72,24
Gini10	282	52,64	5,53	40,31	68,94
Frac91	274	41,73	11,96	2,83	61,75

(Continua)

(Continuação)

Variável	Observação	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Frac00	282	45,09	12,18	5,75	62,14
Frac10	282	49,45	10,13	17,77	62,83
Fert91	274	0,84	0,10	0,65	1,22
Fert00	283	0,89	0,12	0,72	1,60
Fert10	283	0,81	0,10	0,66	1,28
MPD91	275	4,18	0,48	3,23	6,39
MPD00	283	3,75	0,41	3,01	6,03
MPD10	283	3,31	0,32	2,71	5,11
PIBAgro/PIBT00	282	2,90	5,30	0,00	50,25
PIBAgro/PIBT10	283	2,29	4,08	0,00	34,46
Dummy Praia	283	0,22	0,41	0,00	1,00
Temp	279	22,09	2,91	16,00	27,65
Precip	279	128,21	35,56	39,11	261,96
Alt	282	393,96	356,05	1,00	1.196,00
Lat	282	18,55	7,93	0,04	32,04
Long	282	45,97	5,45	34,86	67,81

Elaboração dos autores.

Obs.: Vert % – proporção de residências em imóveis verticais; Pop – população total do município; Ren48 – número de famílias com renda entre R\$ 4 e R\$ 8 mil a preços constantes de 2010; Ren8 – número de famílias com renda maior do que R\$ 8 mil a preços constantes de 2010; Hom – taxa de homicídios a cada 100 mil habitantes; Gini – índice de Gini de desigualdade de renda; Frac – índice de fracionamento étnico; MDP – número médio de membros por domicílio; Temp – temperatura média; Precip – precipitação média; Alt – altitude média; Lat – latitude; Long – longitude; 91 – dados para 1991; 00 – dados para 2000; e 10 – dados para 2010.

2.3 Metodologia

As estimações foram realizadas separadamente para cada ano, de acordo com a equação (2). Elas foram estimadas para verificar o comportamento dos coeficientes em cada ano da análise, permitindo auferir se algumas variáveis ganharam ou não importância ao longo do período analisado. Adicionalmente, para verificar a relevância de variáveis geográficas, é necessário que as estimações sejam realizadas para cada ano, porque elas são fixas no tempo.

Estimamos regressões em painel pelo fato de os dados estarem nesse formato, ou seja, pelo conjunto de dados ser composto por distintos municípios (aqueles com mais de 100 mil habitantes) em diferentes pontos do tempo. Nesse caso, as variáveis que são fixas no tempo, como as geográficas e as *dummies* de estado, não foram incluídas nas estimações. A metodologia de painel fornece uma ferramenta melhor para lidar com diferenças de preferências, tecnologia e legislação para construção nos municípios analisados; variáveis que são difíceis de ser mensuradas, além de permitir o aumento da amostra. Pelo fato de as variáveis que são distintas entre os municípios, mas fixas no tempo, não estarem mais no termo do erro, é menos provável que ele seja correlacionado com os regressores (Wooldridge, 2010).

Neste estudo, os efeitos fixos capturam, entre outras variáveis: i) o clima e a topografia, que não foram controlados anteriormente; ii) as preferências e a cultura, que afetam a escolha do tipo de imóvel de moradia; e iii) a legislação local em

relação à construção imobiliária, que, mesmo variando no tempo, tende a ocorrer de forma lenta. Outra vantagem das estimativas via painel consiste em controlar variáveis que se alteram no tempo de forma similar entre os municípios analisados, como taxa de juros e disponibilidade de crédito para o setor, mudanças técnicas no processo produtivo, entre outras.

Na estrutura de dados do painel, é preciso decidir entre o método de efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA), sendo que os testes realizados apontam que o EF é mais adequado, assim como o favorecem em relação ao método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Com base na equação (3), o modelo subjacente à estimativa de EF é representado por:

$$\begin{aligned} \ln Vert_{i,t} = & \beta_{1,i} + \beta_2 \ln Pop_{i,t} + \beta_3 \ln Des_{i,t} + \beta_4 \ln Ren48_{i,t} + \beta_5 \ln Ren8_{i,t} + \\ & \beta_6 \ln Viol_{i,t} + \beta_7 \ln Demog_{i,t} + \beta_8 Ano_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

em que o termo $\beta_{1,i}$ captura os efeitos que são distintos entre os municípios e constantes ao longo do tempo. Esse modelo pressupõe que as diferenças entre as unidades podem ser capturadas por uma constante que difere entre elas. As estimativas por ano e as estimativas em painel foram realizadas com o método de erros-padrão agrupados (*clustered standard errors*), de acordo com a região metropolitana (RM) em que se encontram, para levar em conta, pelo menos parcialmente, a estrutura espacial dos dados. O método de erros-padrão agrupados é adequado quando os erros são correlacionados entre os municípios da mesma RM, mas não entre municípios de diferentes RMs, o que ajuda a controlar para choques que são comuns nos municípios que fazem parte da mesma RM. Adicionalmente, tal método controla a presença de heterocedasticidade, problema que foi encontrado em todas as regressões por MQO, de acordo com os testes de Breusch-Pagan apresentados nas tabelas dos resultados. As RMs encontram-se no apêndice B.

3 RESULTADOS

Na tabela 2 são apresentadas diversas especificações para testar a robustez de cada uma das variáveis que se relaciona ao processo de verticalização residencial municipal no Brasil. Adicionalmente, ao se introduzir variáveis em cada uma das especificações, é possível ter mais clareza da sua importância no referido processo. Todas as variáveis estão em logaritmo natural, exceto as variáveis *dummies*. As especificações apresentadas nas colunas (7) a (9) são as mais confiáveis, porque levam em conta vários aspectos geográficos em sua estimação, ou seja, verificamos o efeito de cada variável explicativa mantendo constantes os aspectos geográficos que podem ser relevantes no processo de verticalização, além do controle para o estado ao qual o município pertence, via variáveis *dummies* de estado – contexto em que o Distrito Federal e os municípios paulistas formam a região de referência.

Pelos dados da tabela 2, nota-se a importância da população municipal no processo de verticalização residencial nos municípios brasileiros, sendo os coeficientes estimados significativos ao nível de, pelo menos, 5% em todas as especificações, exceto naquela apresentada na coluna (7). Uma elevação de 10% na população média está associada a uma maior verticalização, entre 4,7% e 19,4%, dependendo das variáveis de controle utilizadas. O processo de crescimento populacional tende a elevar a distância entre as famílias e as atividades que realizam (como lazer, trabalho, comércio e serviços), com efeitos positivos sobre a demanda por boa localização – proximidade das atividades cotidianas –, portanto, sobre o seu preço. Com aumento no preço dos terrenos, existe tendência de maior verticalização residencial.

Outra variável de grande relevância é o nível de desenvolvimento mensurado pelo IDHM. Seu coeficiente estimado é positivo e significativo ao nível de 0,1% em todas as especificações em que ele é considerado, ou seja, nos resultados das colunas (2), (3), (4) e (8). De acordo com os resultados apresentados, um crescimento de 10% no IDHM está associado a uma maior verticalização municipal, entre 43,7% e 83,6%, dependendo da especificação. Consideramos também os componentes do IDHM de forma separada, pois aqueles referentes à saúde e à educação podem ser vistos como amenidades urbanas, com seus resultados entre as colunas (5) e (7). Segundo Collier e Venables (2016), uma região com maior quantidade de amenidades eleva a procura por moradias no local, incentivando a sua verticalização urbana. Nesses resultados, percebemos que a associação entre o IDHM e a verticalização municipal ocorre, sobretudo, pelo seu componente educacional, pelo menos em 1991. Interessante notar que os coeficientes estimados do IDH-Renda possuem sinais negativos, embora significativos apenas ao nível de 5% ou 10%. Adicionalmente, nos resultados com os componentes do IDHM colocados de forma separada, os coeficientes estimados da proporção de famílias com renda entre R\$ 4 e R\$ 8 mil passam a ser significativos, o que nos leva a concluir que os coeficientes negativos do IDH-Renda decorrem da multicolinearidade com a proporção de famílias na referida faixa salarial.

A proporção de famílias com renda entre R\$ 4 e R\$ 8 mil, como mencionado acima, possui uma associação positiva nas especificações apresentadas nas colunas (5) a (9), com efeito maior e significância ao nível de 0,1% nos resultados sem o IDHM, na última coluna. Retiramos o IDHM na última especificação justamente para verificar a associação da proporção de famílias de média e alta renda no processo de verticalização sem o efeito renda média, que faz parte de um dos componentes do IDHM. Considerando os coeficientes que são significativos, uma elevação de 10% na proporção das famílias que ganham entre R\$ 4 e R\$ 8 mil por mês está associada a uma maior verticalização residencial, entre 6% e 10,4%.

Entre as variáveis que capturam a sensação de insegurança, nota-se relação positiva e significativa da medida de desigualdade de renda em parte dos resultados, sendo uma das variáveis relevantes na prática de crimes em diversos estudos, como em Kelly (2000), sendo significativa ao nível de 0,1% nas colunas (3) e (4). Seu coeficiente permanece significativo apenas ao nível de 10%, com a introdução dos componentes do IDHM de forma separada, o que pode ser decorrente da relação entre acesso à educação e à distribuição de renda (Salvato, Ferreira e Duarte, 2010).

O índice de desigualdade de renda não tem significância com a introdução das variáveis geográficas possivelmente pelo fato de ele possuir um padrão nas diferentes regiões brasileiras, de forma a estar correlacionado com as variáveis geográficas. Suliano e Siqueira (2012), por exemplo, mostram as fortes disparidades socioeconômicas existentes nas regiões brasileiras, enquanto Marinho, Soares e Benegas (2004) mostram a existência de uma relação entre desigualdade de renda e geografia no Brasil, em que as regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste, nesta ordem, apresentam desigualdade de renda menores do que a média brasileira, enquanto as regiões Norte e Nordeste são mais desiguais, considerando o período 1986-1998. Manso, Barreto e França (2010) apontam que a região Nordeste apresenta maior desigualdade de renda de forma persistente em relação ao Sudeste, apesar da convergência da renda familiar *per capita* média entre as duas regiões entre 1995 e 2007. Os resultados do estudo indicam que esse fenômeno decorre, sobretudo, dos maiores ganhos de produtividade no mercado de trabalho dos indivíduos de baixa renda do Sudeste em relação aos do Nordeste.

A variável que mensura o número médio de pessoas por domicílio aponta uma associação negativa com o processo de verticalização, com uma queda no seu coeficiente estimado quando se introduzem as variáveis geográficas e *dummies* de estado, com o coeficiente permanecendo significativo ao nível de 10% nos resultados da coluna (8) e de 5% naqueles da coluna (9), além de não apresentar significância estatística nos resultados da coluna (7). Uma queda de 10% no número médio de membros por domicílio está associada a uma elevação no processo de verticalização entre 25% e 58% nas especificações em que seu coeficiente estimado é significativo ao menos ao nível de 10%.

A *dummy* para município com praias ou às margens de grandes rios aparece como positiva e significativa ao nível de 5%, mas não permanece significativa com a introdução das demais variáveis geográficas. Entre as últimas, a precipitação possui uma correlação positiva com municípios localizados em praias ou grandes rios (tabelas do apêndice A), o que pode explicar a perda de significância de ser localizado em praia ou grande rio com a introdução das variáveis geográficas. A associação positiva da precipitação com o processo de verticalização pode ser em decorrência de alagamentos e enchentes.

Por fim, o coeficiente de determinação aponta que cerca de 87% da variação no processo de verticalização entre os municípios analisados está associada às variáveis consideradas nas três últimas especificações da tabela 2. Adicionalmente, os testes F mostram a importância das variáveis explicativas no processo de verticalização, enquanto os testes de Breusch-Pagan para detecção de heterocedasticidade apontam a necessidade de controlar para tal problema, o que foi feito nas estimativas apresentadas nas tabelas 2, 3 e 4, por meio do método de erros-padrão agrupados (*clustered standard errors*).

TABELA 2
Estimativas pelo método de MQO para 1991

Variável	MQO cluster – 1991								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Pop	1,93 (0,08)****	1,47 (0,21)****	1,91 (0,24)****	1,94 (0,26)****	0,99 (0,42)**	0,91 (0,43)**	0,16 (0,34)	0,79 (0,22)****	0,47 (0,23)**
IDH	-	5,66 (0,96)****	8,36 (1,18)****	5,61 (1,37)****	-	-	-	4,37 (1,12)****	-
Ren48	-	0,39 (0,26)	0,10 (0,27)	0,13 (0,29)	0,60 (0,30)**	0,63 (0,30)**	0,98 (0,26)****	0,66 (0,24)****	1,04 (0,24)****
Ren8	-	-0,36 (0,20)*	-0,57 (0,24)**	-0,55 (0,21)***	-0,13 (0,25)	-0,11 (0,26)	0,19 (0,23)	-0,11 (0,16)	-0,07 (0,16)
Homic	-	-	0,11 (0,11)	0,05 (0,10)	0,14 (0,11)	0,11 (0,11)	0,19 (0,11)*	0,17 (0,11)	0,07 (0,10)
Gini	-	-	3,74 (0,89)****	4,59 (0,97)****	2,36 (1,24)*	2,07 (1,35)	-1,92 (1,40)	-0,83 (1,28)	-1,35 (1,44)
Frac	-	-	-0,29 (0,22)	-0,20 (0,21)	-0,11 (0,21)	-0,08 (0,21)	0,27 (0,35)	0,21 (0,32)	0,17 (0,32)
Fert	-	-	-	0,25 (1,10)	-1,07 (1,24)	-0,91 (1,24)	0,09 (0,96)	1,08 (0,95)	0,90 (0,97)
MPD	-	-	-	-5,35 (1,05)****	-5,70 (1,19)****	-5,80 (1,25)****	-1,97 (1,48)	-2,55 (1,44)*	-3,77 (1,53)**
IDHRen	-	-	-	-	-7,83 (3,91)**	-7,55 (4,06)*	-6,06 (3,28)*	-	-
IDHLong	-	-	-	-	2,20 (1,49)	2,68 (1,42)*	0,90 (2,62)	-	-
IDHEdu	-	-	-	-	2,78 (0,60)****	2,38 (0,57)****	2,25 (0,50)****	-	-
Praia	-	-	-	-	-	0,43 (0,19)**	0,15 (0,21)	0,21 (0,21)	0,27 (0,22)
Temp	-	-	-	-	-	-	-0,81 (0,95)	-0,76 (0,95)	-0,53 (0,93)
Precip	-	-	-	-	-	-	0,79 (0,43)*	0,71 (0,38)*	0,94 (0,35)***
Altitude	-	-	-	-	-	-	-0,02 (0,08)	-0,01 (0,08)	0,00 (0,08)
Latitude	-	-	-	-	-	-	0,35 (0,68)	0,24 (0,66)	-0,21 (0,64)
Longit	-	-	-	-	-	-	-3,18 (2,20)	-2,87 (2,28)	-2,08 (2,40)
Estados	-	-	-	-	-	-	X	X	X

(Continua)

(Continuação)

Variável	MQO cluster – 1991								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Const	-16,2 (1,0)****	-33,6 (4,7)****	-60,8 (7,9)****	-47,7 (9,3)****	9,1 (24,8)	8,4 (26,0)	29,1 (20,6)	-14,3 (11,2)	5,7 (11,7)
Obs	270	212	210	209	209	209	209	209	209
R ²	0,57	0,72	0,75	0,78	0,79	0,80	0,87	0,87	0,86
R ² Ajust.	0,57	0,72	0,74	0,77	0,78	0,78	0,84	0,83	0,82
Teste F	360,5****	135,6****	87,08****	78,67****	67,56****	63,94****	26,36****	27,09****	26,07****
Breusch	8,01***	11,95****	19,18****	16,18****	15,52****	15,70****	6,19**	7,41***	5,83**

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; **** $p < 0,001$.2. Os X significam que a estimação possui *dummies* para os estados.

As especificações apresentadas na tabela 3 são as mesmas da tabela 2, com a diferença de que o ano de medida das variáveis é 2000. Adicionalmente, incluímos a variável *PIBAgr/PIB* como uma medida de disponibilidade de terras. Em princípio, esperamos que uma participação mais elevada do PIB da agropecuária no PIB total esteja relacionada à maior disponibilidade de terras no município, elemento que tende a reduzir a verticalização residencial. Esses dados estão disponíveis para 2000 e 2010.

Os efeitos populacionais são semelhantes, mas a estabilidade dos coeficientes estimados é maior nas distintas especificações, mesmo quando se introduzem as variáveis geográficas, com os resultados apresentados nas colunas (8) a (10). Adicionalmente, todos os coeficientes são positivos e significativos ao nível de 0,1%. Pelos coeficientes estimados, um aumento de 10% na população média está associado a uma maior verticalização, entre 10,5% e 18,6%. O coeficiente estimado do nível de desenvolvimento, capturado pelo IDHM, continua positivo e significativo em todas as especificações, também apresentando maior estabilidade em relação aos resultados de 1991. Uma melhora em 10% no IDHM está associada a uma maior verticalização, entre 67% e 80%. Por exemplo, considerando o coeficiente estimado na coluna (9) de 7,09, a diferença entre municípios com IDH considerado médio, em 2000, como Araras, Barretos e Barueri, com valor de 0,71, e São Caetano do Sul, com IDH elevado de 0,82, a diferença percentual é de 15%, o que corresponde a uma diferença esperada na verticalização residencial de 106% entre eles, mantendo constantes as demais variáveis de controle.

O número de famílias com renda entre R\$ 4 e R\$ 8 mil e acima de R\$ 8 mil não parece ser relevante quando se controla para o nível de desenvolvimento econômico via IDH, visto a elevada correlação entre elas. No apêndice A é possível perceber os elevados e positivos coeficientes de correlação entre o número de famílias dentro das referidas faixas de renda e o de famílias que vivem em domicílios verticais. Adicionalmente, quando se exclui a variável IDHM da especificação com as variáveis geográficas, um dos coeficientes é positivo e significativo para as faixas

de renda, sendo a renda entre R\$ 4 e R\$ 8 mil, em 1991, com os resultados na última coluna da tabela 2, e acima de R\$ 8 mil, em 2000 e 2010, com os resultados nas últimas colunas das tabelas 3 e 4, respectivamente. Portanto, as faixas de renda são relevantes e possuem uma associação positiva com a verticalização, mas essa associação ocorre via desenvolvimento municipal, medido pelo IDHM, que está relacionado positivamente com ambas as variáveis. Em outras palavras, quanto mais desenvolvido o município, maior o número de famílias nas duas faixas de renda e mais verticalizado ele é. Tal conclusão decorre da não robustez da proporção de famílias nas duas faixas de renda nas diferentes especificações, enquanto o IDH ou ao menos um dos seus componentes possuem coeficientes positivos e significativos em todas as especificações.

Das variáveis que capturam a sensação de insegurança, apenas o índice de Gini apresenta relação positiva e significativa com a verticalização municipal, mas a variável mantém a significância apenas ao nível de 10%, com a introdução das variáveis geográficas e as *dummies* de estado, tornando-se não significativa nos resultados da última coluna. No caso em que o Gini é positivo e significativo, uma elevação de 10% na desigualdade de renda está relacionada a uma maior verticalização residencial, entre 16% e 39%. A fertilidade parece não ser relevante controlando para as demais variáveis explicativas, enquanto a média de membros por domicílio possui efeito negativo e significativo, sugerindo que o processo de redução das famílias tem levado a uma migração para imóveis verticais, ou seja, que famílias menores possuem preferência por imóveis residenciais verticais, embora não possamos ser categóricos em tal afirmação, visto a necessidade de estudos mais aprofundados na relação de causa e efeito entre as variáveis.

A participação do PIB da agropecuária no PIB total possui efeito negativo e significativo em todas as especificações, indicando a importância da disponibilidade de terras no processo de verticalização residencial nos municípios brasileiros. Uma elevação de 10% na participação do PIB agrícola está associada a uma maior verticalização, entre 0,8% e 1,4%. No entanto, não é possível aferir se a relação é relevante, visto que estamos estimando uma forma reduzida e a forma funcional da associação entre a participação do PIB agrícola e a disponibilidade de terra para construção residencial não é clara, sendo apenas uma *proxy* de disponibilidade de terras para testar sua importância no processo de verticalização.

A *dummy* para cidade localizada em praia ou grande rio é positiva e significativa mesmo com a introdução das variáveis geográficas e *dummies* de estado. De qualquer forma, o efeito é pequeno, visto que o fato de se localizar no litoral ou à margem de um grande rio está associado a maior verticalização, entre 0,45% e 0,68%, dependendo da especificação. Considerando as demais variáveis geográficas, a precipitação possui associação significativa na verticalização, indicando

que maior quantidade de chuvas está associada à maior verticalização municipal. Uma elevação de 10% no índice pluviométrico está relacionada a uma verticalização superior entre 5,6% e 8,4%, considerando as demais variáveis constantes. A latitude possui uma relação negativa, indicando que os municípios mais ao sul do país são menos verticalizados.

Como na tabela 2, os testes de Breusch-Pagan apontam para a presença de heterocedasticidade em todos os casos, sendo que as estimações com erros-padrão agrupados (*clustered standard errors*) são indicadas para sanar tal problema, como nos resultados apresentados em todas as tabelas de resultados. Os coeficientes de determinação, com os resultados apresentados na parte inferior da tabela 3, sugerem que a especificação mais adequada é aquela apresentada nas colunas (8) e (9).

TABELA 3
Estimativas pelo método de MQO para 2000

Variável	MQO cluster – 2000									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Pop	1,86 (0,08)****	1,37 (0,17)****	1,49 (0,15)****	1,72 (0,17)****	1,74 (0,17)****	1,70 (0,17)****	1,66 (0,15)****	1,38 (0,14)****	1,34 (0,16)****	1,05 (0,23)****
IDH	-	6,67 (1,06)****	7,96 (1,20)****	7,28 (1,28)****	-	-	-	-	7,09 (1,15)****	-
Ren48	-	0,01 (0,14)	0,06 (0,14)	-0,01 (0,14)	0,00 (0,14)	-0,02 (0,14)	-0,03 (0,11)	0,00 (0,10)	-0,01 (0,10)	-0,02 (0,15)
Ren8	-	0,15 (0,14)	-0,11 (0,13)	-0,23 (0,16)	-0,25 (0,17)	-0,26 (0,17)	-0,25 (0,15)*	-0,10 (0,11)	-0,05 (0,12)	0,34 (0,18)*
Homic	-	-	0,10 (0,07)	0,05 (0,07)	0,05 (0,07)	0,00 (0,08)	-0,03 (0,07)	0,09 (0,06)	0,10 (0,06)	0,06 (0,08)
Gini	-	-	1,74 (0,85)**	2,76 (0,94)***	2,86 (0,97)***	3,88 (1,01)****	3,09 (1,01)***	1,61 (0,98)*	1,76 (0,95)*	1,73 (1,33)
Frac	-	-	-0,07 (0,24)	-0,03 (0,22)	0,00 (0,24)	-0,03 (0,23)	0,00 (0,22)	-0,18 (0,25)	-0,19 (0,24)	-0,60 (0,28)**
Fert	-	-	-	0,86 (0,70)	0,92 (0,71)	1,25 (0,74)*	1,39 (0,71)*	0,49 (0,56)	0,48 (0,57)	0,54 (0,58)
MPD	-	-	-	-4,31 (0,87)****	-4,32 (0,98)****	-4,93 (0,99)****	-4,97 (0,98)****	-1,76 (0,90)*	-1,87 (0,87)**	-2,41 (1,13)**
IDHRen	-	-	-	-	2,63 (1,87)	2,47 (1,79)	2,55 (1,58)	3,48 (1,56)**	-	-
IDHLong	-	-	-	-	3,27 (1,82)*	4,14 (1,76)**	4,05 (1,72)**	1,54 (2,03)	-	-
IDHEduc	-	-	-	-	2,19 (0,73)***	1,90 (0,73)***	2,00 (0,65)***	2,28 (0,63)****	-	-
PIBAgr/PIB	-	-	-	-	-	-0,08 (0,05)*	-0,08 (0,04)*	-0,08 (0,04)**	-0,09 (0,04)**	-0,14 (0,04)****
Praia	-	-	-	-	-	-	0,64 (0,15)****	0,46 (0,23)**	0,45 (0,23)**	0,68 (0,23)***
Temp	-	-	-	-	-	-	-	-0,29 (0,80)	-0,26 (0,82)	0,34 (0,83)
Precip	-	-	-	-	-	-	-	0,56 (0,24)**	0,57 (0,24)**	0,84 (0,24)****
Altitude	-	-	-	-	-	-	-	0,05 (0,07)	0,05 (0,07)	0,10 (0,07)
Latitude	-	-	-	-	-	-	-	-0,46 (0,29)	-0,44 (0,28)	-0,57 (0,29)*

(Continua)

(Continuação)

MQO cluster – 2000										
Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Longitude	-	-	-	-	-	-	-	1,25 (2,07)	1,28 (2,08)	3,84 (2,20)*
Estados	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X
Const	-15,1 (1,0)****	-37,8 (4,9)****	-50,3 (7,8)****	-51,1 (8,1)****	-55,6 (11,1)****	-61,4 (11,1)****	-58,9 (10,6)****	-50,7 (11,3)****	-50,6 (8,7)****	-30,7 (11,2)****
Obs	282	282	279	279	279	274	274	271	271	271
R ²	0,57	0,76	0,77	0,79	0,79	0,79	0,81	0,88	0,88	0,86
R ² Ajust.	0,57	0,75	0,76	0,78	0,78	0,78	0,80	0,86	0,86	0,84
Teste F	370,5****	216,6****	128,9****	110,7****	90,19****	83,90****	85,56****	39,02****	40,97****	35,34****
Breusch	22,31****	34,58****	26,92****	30,46****	29,04****	25,68****	33,13****	8,59****	9,45****	9,06****

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; **** $p < 0,001$.2. Os X significam que a estimação possui *dummies* para os estados.

Na tabela 4, os dados são para 2010, com as mesmas especificações da tabela 3. Os coeficientes estimados da variável população municipal são semelhantes aos apresentados com os dados de 1991 e 2000, com aumento de 10% nessa variável estando associado a uma verticalização mais elevada, entre 10% e 17%, dependendo da especificação. Todos os coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero ao nível de 0,1%. A associação do IDHM com o processo de verticalização é maior em 2010 em relação aos dois períodos anteriores (1991 e 2000), exceto nos resultados apresentados na coluna (9) em comparação com os dados de 2000, indicando que os empreendimentos verticais tiveram foco cada vez maior em famílias de renda mais elevada.⁷ Essa situação pode ter se alterado entre 2010 e 2022 pela implantação e pelo sucesso do MCMV, o que poderá ser verificado quando os dados do censo estiverem disponíveis. Na tabela 4, uma alteração de 10% no IDHM está associada a mudanças na verticalização residencial, entre 64% e 93%. O aumento do coeficiente de determinação, com a inclusão das variáveis que mensuram o nível de desenvolvimento municipal, mostra a sua importância no processo de verticalização. O mesmo padrão de mudança do coeficiente de determinação ocorre nos resultados apresentados nas duas tabelas anteriores.

Em 2010, o Gini aparece com sinal positivo e significativo em quase todas as especificações em que ele é incluído, inclusive com todas as variáveis geográficas e com as *dummies* de estado, exceto nos resultados da coluna (10). Uma elevação de 10% no índice de distribuição de renda está relacionada a uma maior verticalização, entre 15% e 24%, de acordo com as estimativas em que seu coeficiente é significativo. A medida de fracionamento étnico possui associação negativa com a verticalização residencial e estatisticamente diferente de zero, exceto com a introdução de todas as variáveis geográficas. Essa associação negativa em parte das especificações indica que essa variável captura outros elementos além da tensão social potencial.

7. Ver correlação positiva e elevada entre IDHM e medidas de renda no apêndice A.

O número de membros por domicílio apresenta associação negativa e significativa em todas as especificações em que ela é incluída, apontando que a redução do tamanho das famílias está relacionada a um processo de verticalização mais intenso. Possivelmente, famílias menores têm preferência por moradias menores, o que costuma ser o caso de domicílios verticais em relação aos horizontais. Considerando as variáveis geográficas, o fato de o município ser localizado no litoral ou de o grande rio está associado a uma verticalização mais acentuada, embora seus coeficientes estimados sejam ainda menores do que em 2000. Considerando as demais variáveis geográficas, apenas a precipitação e a longitude possuem coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero, o que ocorre somente na especificação apresentada na última coluna e ao nível de 10% em ambos os casos.

Por fim, os testes mostram a presença de heterocedasticidade, sendo adequada a estimação via método de erros-padrão agrupados (*clustered standard errors*), como os apresentados na tabela 4. Os coeficientes de determinação priorizam as especificações apresentadas nas colunas (8) e (9), indicando a relevância em se considerarem as variáveis geográficas e as *dummies* de estado para se entender o processo de verticalização municipal nos municípios brasileiros.

TABELA 4
Estimativas pelo método MQO para 2010

Variável	MQO cluster – 2010									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Pop	1,71 (0,07)*****	1,06 (0,17)*****	1,12 (0,17)*****	1,42 (0,15)*****	1,49 (0,15)*****	1,34 (0,17)*****	1,35 (0,17)*****	1,27 (0,17)*****	1,23 (0,18)*****	1,01 (0,22)*****
IDH	-	7,88 (1,57)*****	9,30 (1,78)*****	7,81 (1,69)*****	-	-	-	-	6,36 (1,85)*****	-
Ren48	-	-0,15 (0,10)	-0,12 (0,11)	-0,14 (0,12)	-0,14 (0,12)	-0,15 (0,11)	-0,15 (0,11)	-0,14 (0,09)	-0,13 (0,09)	-0,20 (0,11)*
Ren8	-	0,46 (0,14)***	0,33* (0,19)	0,10 (0,17)	0,00 (0,18)	0,07 (0,19)	0,05 (0,19)	0,14 (0,18)	0,19 (0,19)	0,52 (0,18)***
Homic	-	-	0,15 (0,10)	0,07 (0,09)	0,05 (0,09)	0,00 (0,08)	-0,03 (0,08)	-0,09 (0,08)	-0,09 (0,08)	-0,11 (0,08)
Gini	-	-	0,68 (0,85)	1,88 (0,74)**	1,85 (0,77)**	2,39 (0,80)***	2,09 (0,81)**	1,50 (0,69)**	1,79 (0,79)**	1,30 (1,01)
Frac	-	-	-0,45 (0,27)*	-0,54 (0,20) ***	-0,44 (0,22)**	-0,56 (0,21)***	-0,52 (0,21)**	-0,09 (0,49)	-0,20 (0,47)	-0,35 (0,51)
Fert	-	-	-	0,54 (0,54)	0,55 (0,54)	1,00 (0,55)*	1,08 (0,56)*	0,63 (0,45)	0,59 (0,46)	0,51 (0,49)
MPD	-	-	-	-4,41 (0,96)*****	-3,79 (1,02)*****	-4,09 (1,02)*****	-4,09 (1,01)*****	-2,62 (0,86)***	-2,74 (0,88)***	-3,23 (1,07)***
IDHRen	-	-	-	-	4,90 (2,08)**	4,14 (2,13)*	4,58 (2,12)**	3,82 (2,16)*	-	-
IDHLong	-	-	-	-	3,41 (2,48)	3,70 (2,49)	3,39 (2,50)	-3,71 (2,62)	-	-
IDHEduc	-	-	-	-	1,29 (1,14)	0,86 (1,08)	0,73 (1,10)	2,67 (0,92)***	-	-
PIBAgr/PIB	-	-	-	-	-	-0,10 (0,03)***	-0,10 (0,03)***	-0,09 (0,04)**	-0,10 (0,03)***	-0,13 (0,03)***

(Continua)

(Continuação)

MQO cluster – 2010										
Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Praia	-	-	-	-	-	-	0,24 (0,14)*	0,29 (0,12)**	0,29 (0,12)**	0,37 (0,13)***
Temp	-	-	-	-	-	-	-	-0,06 (0,72)	0,24 (0,73)	0,05 (0,69)
Precip	-	-	-	-	-	-	-	0,26 (0,22)	0,28 (0,23)	0,40 (0,21)*
Altitude	-	-	-	-	-	-	-	0,03 (0,06)	0,04 (0,06)	0,05 (0,06)
Latitude	-	-	-	-	-	-	-	0,47 (0,30)	0,50 (0,31)	0,44 (0,36)
Longitude	-	-	-	-	-	-	-	1,25 (1,94)	1,19 (1,95)	3,32 (1,95)*
Estados	-	-	-	-	-	-	-	X	X	X
Const	-12,8 (0,9)*****	-41,0 (7,3)*****	-48,6 (10,1)*****	-45,0 (9,1)*****	-54,1 (11,7)*****	-52,1 (12,6)*****	-51,3 (12,6)*****	-31,3 (13,2)**	-48,8 (11,4)*****	-25,0 (9,9)**
Obs	283	282	281	281	281	276	276	273	273	273
R ²	0,61	0,79	0,79	0,82	0,82	0,83	0,83	0,89	0,89	0,88
R ² Ajust.	0,61	0,78	0,79	0,81	0,81	0,82	0,82	0,87	0,86	0,86
BIC	847,0	693,5	702,2	677,0	685,3	667,9	668,7	696,5	692,4	696,9
Teste F	440,7*****	254,1*****	147,4*****	133,7*****	110,0*****	105,5*****	99,14*****	42,08*****	43,23*****	41,69*****
Breusch	16,14*****	28,36****	30,25*****	35,01*****	32,89*****	27,54*****	29,23*****	7,77****	6,49**	6,85****

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; **** $p < 0,001$.2. Os X significam que a estimação possui *dummies* para os estados.

Os resultados apresentados na tabela 5 foram realizados para o conjunto de todo o período analisado por meio do método de EF com erros-padrão agrupados (*clustered standard errors*), sendo o mais indicado, em comparação ao método de EA, pelos testes de Hausman realizados e apresentados na parte inferior da referida tabela – exceto nos resultados apresentados na coluna (1). De qualquer forma, mantivemos os resultados estimados por EF na coluna (1) porque eles são semelhantes pelos dois métodos e para fins de comparação com aqueles apresentados nas colunas subsequentes. Os testes F, que verificam a adequação do método EF em relação aos testes dos MQO, também favorecem o método EF. Por meio deste, as variáveis que são constantes no tempo são excluídas. Portanto, nenhuma estimação foi realizada com variáveis geográficas e com as *dummies* de estado. Os EF do próprio método de estimação capturam a influência dessas variáveis.

Os coeficientes estimados da população são muito semelhantes aos apresentados nas tabelas anteriores, embora maiores nos resultados pelo método de EF. Os coeficientes estimados do indicador de desenvolvimento experimentam retração em magnitude em relação aos resultados das tabelas anteriores, possivelmente por estar correlacionado com algum efeito fixo dos municípios, mas sua influência continua relevante e altamente significativa em todas as especificações em que ele é incluído. Um acréscimo de 10% no IDHM está associado a uma maior verticalização, entre 23% e 55%. Quando o IDHM não é considerado, com os resultados apresentados na coluna (9), uma elevação na proporção de famílias com renda acima de

R\$ 8 mil em 10% está associada a uma maior verticalização em 6,5%. Novamente, parece que a associação relevante é com o nível de desenvolvimento, sendo que os municípios com IDHM mais elevado são os mesmos com maior número de famílias que ganham entre R\$ 4 e R\$ 8 mil e acima de R\$ 8 mil, como pode ser visto nos coeficientes de correlação apresentados no apêndice A.

O fracionamento étnico se mostra relevante, exceto nos resultados apresentados nas colunas (7) e (8). Seus coeficientes estimados são negativos, sugerindo que os municípios com maior fracionamento são menos verticalizados. A média de membros por domicílio perde significância estatística nos resultados em painel, indicando que tal variável é correlacionada com os EF dos municípios que não estavam sendo capturados anteriormente.

Os resultados apresentados entre a quinta e a sétima coluna da tabela 5 são decorrentes da estimação completa sem o IDHM, mas com seus componentes considerados de forma separada. Os resultados mostram que o IDHM é importante sobretudo pelos seus componentes de renda e escolaridade, com ambos associados de forma positiva e significativa ao nível de verticalização.

Os resultados apresentados nas três últimas colunas incluem a variável ano (1991, 2000 e 2010) para cada município, para verificar se há tendência de elevação na verticalização no período analisado. Comparando com os resultados apresentados nas colunas (6) e (7), as alterações são pouco relevantes, mostrando a robustez dos resultados encontrados. Os coeficientes estimados da variável que mensura o tempo são significativos apenas ao nível de 10%, mas com sinais opostos nos resultados das colunas (7) e (8) em relação àqueles apresentados na coluna (9), o que indica que não há uma clara tendência de verticalização no período analisado quando se controla para as demais variáveis. No entanto, quando a regressão é feita sem as variáveis que possuem tendências claras no tempo, como o IDH, população, proporção de famílias por faixa de renda, membros por domicílio e taxa de fertilidade ou somente com a variável ano (resultados não apresentados por questão de espaço), o efeito do tempo se torna positivo e significativo, mostrando um crescimento na verticalização ao longo das décadas.

Os testes estatísticos são apresentados na parte inferior da tabela 5. A correlação entre os erros e os regressores ($corr(u_i, Xb)$) é baixa, mostrando que não há problemas importantes de endogeneidade que resultaria em viés e inconsistência dos estimadores. Os testes de Wald para heterocedasticidade mostram a existência do problema em todas as especificações, sendo que seria necessário a estimação levando em conta esse problema, como feito nos resultados apresentados na tabela 5. O coeficiente de correlação intraclasse (ρ)⁸ mostra que entre 60% e 70% da variância é decorrente da diferença entre os painéis.

8. $\rho = \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_b^2} \right)$.

TABELA 5
Estimativas pelo método de EF para os anos 1991, 2000 e 2010

<i>EF cluster – Robust standart errors</i>									
Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Pop	2,00 (0,08)*****	1,61 (0,11)*****	1,75 (0,09)*****	1,67 (0,09)*****	1,66 (0,08)*****	1,48 (0,12)*****	1,52 (0,12)*****	1,31 (0,17)*****	0,97 (0,19)*****
IDH	-	2,31 (0,47)*****	4,02 (0,43)*****	4,48 (0,70)*****	-	-	-	5,51 (1,10)*****	-
Ren48	-	-0,03 (0,08)	-0,01 (0,10)	-0,03 (0,10)	-0,04 (0,09)	-0,05 (0,10)	-0,05 (0,09)	-0,06 (0,09)	-0,08 (0,12)
Ren8	-	0,13 (0,08)*	-0,09 (0,08)	-0,02 (0,10)	-0,10 (0,09)	0,07 (0,14)	0,02 (0,13)	0,24 (0,16)	0,65 (0,18)*****
Homic	-	-	-0,03 (0,04)	-0,02 (0,05)	-0,04 (0,04)	-0,06 (0,04)*	-0,08 (0,04)*	-0,07 (0,04)*	-0,02 (0,05)
Gini	-	-	2,12 (0,83)**	1,65 (0,85)*	0,80 (0,66)	-0,45 (0,92)	-0,58 (0,88)	0,07 (0,83)	-1,05 (1,07)
Frac	-	-	-1,01 (0,33)***	-0,97 (0,33)***	-0,69 (0,28)**	-0,53 (0,24)**	-0,31 (0,36)	-0,27 (0,36)	-0,80 (0,30)***
Fert	-	-	-	-1,40 (0,61)**	-0,67 (0,55)	-0,67 (0,53)	-0,58 (0,50)	-0,62 (0,52)	-0,79 (0,58)
MPD	-	-	-	1,67 (1,22)	1,17 (1,21)	1,99 (1,38)	1,10 (1,13)	1,07 (1,21)	1,36 (1,49)
IDHRen	-	-	-	-	5,36 (1,30)*****	6,12 (2,26)***	6,37 (2,19)***	-	-
IDHLong	-	-	-	-	-3,23 (1,46)**	-1,07 (1,93)	-0,18 (2,19)	-	-
IDHEduc	-	-	-	-	1,96 (0,37)*****	1,05 (0,49)**	1,34 (0,44)***	-	-
PIBAgr/PIB	-	-	-	-	-	-0,08 (0,04)*	-0,07 (0,05)	-0,09 (0,05)*	-0,11 (0,05)**
Ano	-	-	-	-	-	-	-0,03 (0,02)*	-0,04 (0,02)*	0,03 (0,02)*
Const	-16,7 (1,0)*****	-22,1 (2,4)*****	-34,2 (4,5)*****	-29,6 (4,8)*****	-26,9 (9,2)***	-31,4 (10,0)***	28,4 (38,2)	45,8 (39,6)	-68,02 (49,36)
Obs	835	776	770	769	769	550	550	550	550
R ²	0,73	0,81	0,83	0,83	0,84	0,87	0,87	0,87	0,85
BIC	2044,4	1540,1	1457,7	1450,5	1411,4	884,9	886,4	885,2	929,4
Corr(u _i , X _b)	-0,0821	0,0042	0,0151	-0,0352	-0,0232	-0,0951	-0,1177	-0,0648	-0,0659
EF vs MQO	6,45*****	6,62*****	6,65*****	5,79*****	5,44*****	4,08*****	3,86*****	3,82*****	3,96*****
EF vs EA	2,14	28,35*****	13,49*	27,59*****	163,1*****	105,9*****	56,44*****	46,40*****	54,27*****
sigma_u	1,174	1,019	0,982	1,012	0,937	0,878	0,833	0,857	0,962
sigma_e	0,912	0,721	0,683	0,676	0,654	0,608	0,606	0,611	0,639
	0,624	0,665	0,674	0,691	0,672	0,675	0,653	0,663	0,694

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$; **** $p < 0,001$.

4 CONCLUSÕES

Este estudo preenche uma lacuna importante no tema que busca entender o processo de verticalização nos municípios brasileiros ao fazer uma análise estatística comparando os municípios brasileiros com mais de 100 mil habitantes em 2010, considerando os anos censitários de 1991, 2000 e 2010 para 283 municípios brasileiros. A partir desta análise, temos maior segurança de algumas das variáveis que são associadas ao processo de verticalização residencial.

Os resultados apontam para a relevância do crescimento populacional e do desenvolvimento econômico no processo de verticalização municipal, ou seja, no número de famílias que passam a residir em edifício residencial. As duas variáveis apresentaram efeitos relevantes e estatisticamente diferentes de zero em todas as especificações, métodos e anos. O número de famílias com renda mais elevada (R\$ 4 a R\$ 8 mil e acima de R\$ 8 mil mensais) mostra relevância no processo de verticalização, embora os coeficientes estimados não sejam significativos em parte das especificações. Esses resultados sugerem que, nos anos analisados, os lançamentos residenciais verticais tiveram como objetivo atender à demanda de famílias de classes mais elevadas.

Apesar do “senso comum” de que a violência nos centros urbanos é uma variável relevante na decisão das famílias em morar em residências verticais, os resultados encontrados não apontam de forma robusta que as variáveis relacionadas ao nível de violência municipal sejam relevantes em tal processo. O índice de Gini possui associação positiva e significativa com o processo de verticalização em 1991, 2000 e 2010. No entanto, tal variável não é significativa em parte das regressões para 1991 e nos resultados da última especificação apresentados nas tabelas 3 e 4 (2000 e 2010, respectivamente), além de não apresentar significância estatística na maior parte dos resultados via método de EF (tabela 5). Pode ser que a sensação de segurança não seja um dos principais determinantes nessa decisão ou que as variáveis que utilizamos neste estudo não capturem de forma adequada a sensação de insegurança da população municipal, sendo que estudos que aprofundem essa questão são importantes. De qualquer forma, os resultados mostram alguns indícios de que a distribuição de renda possui uma associação positiva com o processo de verticalização residencial.

Variáveis demográficas parecem ter alguma importância no processo de verticalização, como o número médio de habitantes por domicílio, assim como variáveis geográficas, sobretudo o volume de precipitação, o que pode estar relacionada à probabilidade de enchentes, sendo que estudos que aprofundem nessa direção também são relevantes para entender a dinâmica da decisão das famílias quanto às escolhas de moradia e para políticas de planejamento urbano.

Estudos quantitativos adicionais no sentido de se entender o processo de verticalização são relevantes, pois ajudam no processo de planejamento urbano

por parte dos gestores públicos municipais, visto que tal processo afeta o cotidiano da população, além das demandas, especialmente nos municípios, pelo sistema de transporte público, coleta de lixo, uso de energia, água tratada e esgoto, por exemplo. Estudos que considerem variáveis de difícil mensuração, como o sistema de leis que regem o processo de verticalização, são fundamentais para se entender tal processo com maior grau de precisão, ajudando na formulação de políticas públicas municipais e no entendimento tal processo.

REFERÊNCIAS

- ALVES, J. E. D. **As características dos domicílios brasileiros entre 1960 e 2000**. Rio de Janeiro: Ence/IBGE, 2004. (Texto para Discussão, n. 10).
- BRUECKNER, J. K.; SINGH, R. Stringency of land-use regulation: building heights in US cities. **Journal of Urban Economics**, v. 116, 2020.
- CARDOSO, W. S. **Mercado imobiliário e verticalização de empreendimentos residenciais na produção da segregação socioespacial em Belém**. 2017. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Sustentável do Trópico Úmido do Núcleo de Altos Estudos Amazônicos (PPGDSTU-Naea), Universidade Federal do Pará, Belém, 2017.
- CASARIL, C. C.; FRESCA, T. M. Verticalização urbana brasileira: histórico, pesquisadores e abordagens. **Revista Faz Ciência**, v. 9, n. 10, p. 169-190, jul.-dez. 2007.
- CASTELLS-QUINTANA, D. Malthus living in a slum: urban concentration, infrastructure and economic growth. **Journal of Urban Economics**, v. 98, p. 158-173, mar. 2017.
- COLLIER, P.; VENABLES, A. J. Urban infrastructure for development. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 32, n. 3, p. 391-409, 2016.
- COSTA, P. E. O. **O edifício e a lei em São José dos Campos**. 2016. Tese (Doutorado) – Faculdade de Arquitetura e Urbanismo, Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2016.
- COSTANTINI, M.; MECO, I.; PARADISO, A. Do inequality, unemployment and deterrence affect crime over the long run? **Regional Studies**, v. 52, n. 4, p. 558-571, 2018.
- FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. Inequality and violent crime. **The Journal of Law and Economics**, v. 45, n. 1, p. 1-39, abr. 2002.
- GLAESER, E. Cities, information, and economic growth. **Cityscape – Journal of Policy Development and Research**, v. 1, n. 1, p. 9-47, 1994.

GLAESER, E. L.; GYOURKO, J.; SAKS, R. Why is Manhattan so expensive? Regulation and the rise in housing prices. **The Journal of Law and Economics**, v. 48, n. 2, p. 331-369, out. 2005.

GREGOLETTO, D. Cidades médias e verticalização urbana no Rio Grande do Sul. *In*: ENCONTROS NACIONAIS DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM PLANEJAMENTO URBANO E REGIONAL, 17., 2017, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Fauusp, 2017.

GYOURKO, J.; MOLLOY, R. Regulation and housing supply. *In*: DURANTON, G.; HENDERSON, J. V.; STRANGE, W. C. (Ed.). **Handbook of regional and urban economics**. Amsterdã: Elsevier, 2015. v. 5, p. 1289-1337.

JUSTUS, M. S.; KASSOUF, A. L. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias. **Revista EconomiA**, v. 9, n. 2, p. 343-372, maio-ago. 2008.

KELLY, M. Inequality and crime. **The Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 4, p. 530-539, nov. 2000.

LEME, R. C. **Expansão urbana e verticalização: o mercado imobiliário de Francisco Beltrão/PR (1998 a 2012)**. 2015. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Geografia, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2015.

MACEDO, S. S. O processo de verticalização e a paisagem da cidade. **Sinopses**, v. 15, p. 68-76, jun. 1991.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A.; FRANÇA, J. M. Retornos da educação e o desequilíbrio regional no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, p. 115-133, jun. 2010.

MARINHO, E.; SOARES, F.; BENEGAS, M. Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 4, p. 583-608, dez. 2004.

MAURO, P. Corruption and growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 3, p. 681-712, ago. 1995.

MURRAY, J. A.; CERQUEIRA, D. R. C.; KAHN T. C. Crime and violence in Brazil: systematic review of time trends, prevalence rates and risk factors. **Aggression and Violent Behavior**, v. 18, n. 5, p. 471-483, set.-out. 2013.

RAMIRES, J. C. L. O processo de verticalização das cidades brasileiras. **Boletim de Geografia**, v. 16, n. 1, p. 97-105, 1998.

RAMIRES, J. C. L.; GOMES, E. R. Verticalização litorânea: uma análise preliminar. **Geografares**, n. 3, p. 91-107, 2002.

- ROLNIK, R. *et al.* O Programa Minha Casa Minha Vida nas regiões metropolitanas de São Paulo e Campinas: aspectos socioespaciais e segregação. **Caderno Metrópole**, v. 17, n. 33, p. 127-154, maio 2015.
- SAIZ, A. The geographic determinants of housing supply. **Quarterly Journal of Economics**, v. 125, n. 3, p. 1253-1296, ago. 2010.
- SALVATO, M. A.; FERREIRA, P. C. G.; DUARTE, A. J. M. O impacto da escolaridade sobre a distribuição de renda. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 4, p. 753-791, dez. 2010.
- SAMPSON, R. J. Crime in cities: the effects of formal and informal social control. **Crime and Justice**, v. 8, p. 271-311, 1986.
- SCORZAFAVE, L. G.; SOARES, M. K. Income inequality and pecuniary crimes. **Economics Letters**, v. 104, n. 1, p. 40-42, jul. 2009.
- SILVA, J. P. G.; CLEPS, G. D. G. Expansão das lojas de bairro e o comércio de autosserviço em Uberlândia-MG. **Caminhos de Geografia**, v. 12, n. 39, p. 104-115, set. 2011.
- SOARES, R. R. Development, crime and punishment: accounting for the international differences in crime rates. **Journal of Development Economics**, v. 73, n. 1, p. 155-184, fev. 2004.
- SOARES, B. R.; RAMIRES, J. C. L. O arranha-céu e a modernização da paisagem urbana de Uberlândia. **História e Perspectiva**, n. 12, p. 29-57, jan.-dez. 1995.
- SOUZA, N. O. L. **Análise de impactos do plano diretor em empreendimentos residenciais verticais localizados na macroárea de urbanização consolidada e fora da área de influência do eixo de estruturação da transformação urbana**. 2016. Monografia (Especialização) – MBA em Real Estate: Economia Setorial e Mercados, Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2016.
- SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 137-165, mar. 2012.
- UEDA, G. S. **Verticalização das cidades brasileiras: uma desconstrução do espaço social**. 2012. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia Urbana, Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, 2012.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge, Estados Unidos: The MIT Press, 2010.
- XIE, R.; FANG, J.; LIU, C. The effects of transportation infrastructure on urban carbon emissions. **Applied Energy**, v. 196, p. 199-207, jun. 2017.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FBSP – FÓRUM BRASILEIRO DE SEGURANÇA PÚBLICA. **Anuário do Fórum Brasileiro de Segurança Pública**. São Paulo: FBSP, 2010.

HSIEH, C. T.; MORETTI, E. Housing constraints and spatial misallocation. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 11, n. 2, p. 1-39, abr. 2019.

ROBACK, J. Wages, rents, and the quality of life. **Journal of Political Economy**, v. 90, n. 6, p. 1257-1278, dez. 1982.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Coefficientes de correlação 1991: variáveis em logaritmo natural

	Vetric	Pop	IDH	Ren48	Ren8	Homic	Gini	Frac	Fert	MPD	IDHRen	IDHLong	IDHEdu	Praia	Temp	Precip	Alt	Lat	Longit
Vetric	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Pop	0,76	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IDH	0,56	0,27	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ren48	0,79	0,83	0,63	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ren8	0,71	0,81	0,53	0,94	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Homic	0,17	0,28	-0,13	0,15	0,14	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Gini	0,08	0,11	-0,24	0,15	0,25	0,10	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Frac	-0,01	0,20	-0,37	-0,03	0,03	0,38	0,33	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fert	-0,31	-0,24	-0,46	-0,38	-0,34	-0,16	0,31	0,15	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MPD	-0,38	-0,04	-0,67	-0,27	-0,18	0,06	0,41	0,36	0,46	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IDHRen	0,43	0,22	0,89	0,65	0,60	-0,03	-0,23	-0,34	-0,59	-0,63	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-
IDHLong	0,25	-0,03	0,80	0,28	0,20	-0,25	-0,41	-0,43	-0,43	-0,61	0,71	1,00	-	-	-	-	-	-	-
IDHEdu	0,63	0,34	0,97	0,64	0,53	-0,11	-0,17	-0,32	-0,35	-0,62	0,77	0,66	1,00	-	-	-	-	-	-
Praia	0,35	0,30	0,08	0,21	0,19	0,21	0,16	0,10	-0,01	0,03	-0,04	-0,13	0,17	1,00	-	-	-	-	-
Temp	-0,08	0,15	-0,42	-0,04	0,03	0,16	0,45	0,46	0,39	0,60	-0,47	-0,59	-0,29	0,27	1,00	-	-	-	-
Precip	0,21	0,14	0,20	0,18	0,15	0,15	-0,10	-0,05	-0,33	-0,04	0,22	0,20	0,17	0,29	-0,07	1,00	-	-	-
Alt	-0,29	-0,20	-0,02	-0,10	-0,06	-0,19	-0,12	0,07	-0,01	0,02	0,10	0,18	-0,12	-0,78	-0,31	-0,26	1,00	-	-
Lat	0,15	-0,13	0,35	0,01	-0,03	-0,11	-0,36	-0,24	-0,27	-0,68	0,38	0,46	0,26	-0,25	-0,67	-0,19	0,21	1,00	-
Longit	-0,13	-0,18	0,21	0,00	-0,02	-0,06	-0,24	-0,34	-0,24	-0,23	0,33	0,37	0,09	-0,31	-0,27	0,32	0,21	0,14	1,00

Elaboração dos autores.

TABELA A.2

Coeficientes de correlação 2000: variáveis em logaritmo natural

	Vertic	Pop	IDH	Ren48	Ren8	Homic	Gini	Frac	Fert	MPD	IDHRen	IDHLong	IDHEdu	PIBAgr/PIB	Praia	Temp	Precip	Alt	Lat	Longit
Vertic	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Pop	0,77	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IDH	0,61	0,28	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ren48	0,79	0,78	0,63	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ren8	0,81	0,79	0,66	0,92	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Homic	0,25	0,29	0,06	0,22	0,21	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Gini	0,12	0,20	-0,17	0,15	0,29	0,05	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Frac	-0,09	0,12	-0,42	-0,12	-0,12	0,32	0,29	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fert	-0,35	-0,19	-0,53	-0,44	-0,40	-0,08	0,21	0,25	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MPD	-0,46	-0,13	-0,67	-0,47	-0,45	-0,15	0,26	0,33	0,60	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IDHRen	0,64	0,32	0,94	0,69	0,75	0,15	-0,03	-0,38	-0,56	-0,72	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IDHLong	0,38	0,05	0,82	0,34	0,36	-0,07	-0,37	-0,54	-0,46	-0,54	0,71	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-
IDHEdu	0,61	0,30	0,98	0,62	0,64	0,04	-0,17	-0,36	-0,49	-0,62	0,88	0,75	1,00	-	-	-	-	-	-	-
PIBAgr/PIB	-0,50	-0,50	-0,38	-0,50	-0,44	-0,36	0,25	-0,01	0,36	0,22	-0,36	-0,21	-0,40	1,00	-	-	-	-	-	-
Praia	0,24	0,19	-0,05	0,14	0,16	0,14	0,27	0,11	-0,01	0,06	0,01	-0,11	-0,05	-0,06	1,00	-	-	-	-	-
Temp	-0,21	0,05	-0,58	-0,22	-0,17	0,03	0,50	0,50	0,46	0,57	-0,54	-0,66	-0,51	0,25	0,27	1,00	-	-	-	-
Precip	0,12	0,15	0,10	0,11	0,10	-0,04	-0,08	-0,05	-0,19	0,10	0,09	0,11	0,10	-0,22	0,19	-0,05	1,00	-	-	-
Alt	-0,11	-0,09	0,20	0,01	-0,01	-0,12	-0,16	0,03	-0,06	-0,08	0,14	0,23	0,20	0,06	-0,73	-0,36	-0,24	1,00	-	-
Lat	0,28	-0,02	0,52	0,22	0,19	0,11	-0,40	-0,27	-0,35	-0,72	0,54	0,50	0,46	-0,20	-0,24	-0,69	-0,18	0,25	1,00	-
Longit	0,00	-0,05	0,37	0,17	0,15	-0,13	-0,18	-0,41	-0,27	-0,20	0,37	0,45	0,30	0,04	-0,28	-0,34	0,33	0,23	0,18	1,00

Elaboração dos autores.

TABELA A.3
Coefficientes de correlação 2010: variáveis em logaritmo natural

	Vetic	Pop	IDH	Ren48	Ren8	Homic	Gini	Frac	Fert	MPD	IDHRen	IDHLong	IDHEdu	PIBAgr/PIB	Praia	Temp	Precip	Alt	Lat	Longit
Vetic	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Pop	0,79	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IDH	0,61	0,30	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ren48	0,79	0,78	0,63	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ren8	0,85	0,82	0,66	0,91	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Homic	-0,03	0,16	-0,44	-0,10	-0,08	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Gini	0,32	0,40	-0,05	0,29	0,48	0,21	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Frac	-0,07	0,14	-0,28	-0,08	-0,06	0,38	0,24	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fert	-0,40	-0,27	-0,54	-0,51	-0,43	0,17	0,09	0,14	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MPD	-0,46	-0,13	-0,64	-0,44	-0,42	0,18	0,15	0,18	0,53	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IDHRen	0,67	0,36	0,93	0,70	0,75	-0,33	0,10	-0,29	-0,55	-0,70	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IDHLong	0,41	0,09	0,83	0,40	0,38	-0,43	-0,30	-0,34	-0,45	-0,62	0,75	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-
IDHEdu	0,51	0,27	0,94	0,54	0,56	-0,45	-0,08	-0,20	-0,46	-0,48	0,77	0,68	1,00	-	-	-	-	-	-	-
PIBAgr/PIB	-0,50	-0,49	-0,35	-0,46	-0,40	-0,10	0,09	-0,08	0,39	0,21	-0,33	-0,25	-0,34	1,00	-	-	-	-	-	-
Praia	0,18	0,20	-0,05	0,12	0,17	0,23	0,31	0,09	-0,04	0,07	-0,01	-0,12	-0,04	-0,08	1,00	-	-	-	-	-
Temp	-0,20	0,06	-0,52	-0,20	-0,12	0,40	0,44	0,43	0,40	0,51	-0,50	-0,68	-0,38	0,26	0,29	1,00	-	-	-	-
Precip	0,09	0,14	0,06	0,10	0,08	-0,03	-0,01	-0,06	-0,12	0,18	0,04	0,03	0,10	-0,16	0,21	-0,03	1,00	-	-	-
Alt	-0,09	-0,11	0,17	-0,01	-0,04	-0,32	-0,21	0,07	-0,03	-0,05	0,12	0,21	0,18	0,10	-0,72	-0,37	-0,24	-	-	-
Lat	0,24	-0,03	0,50	0,21	0,15	-0,26	-0,38	-0,18	-0,33	-0,72	0,53	0,62	0,35	-0,22	-0,27	-0,70	-0,21	0,26	1,00	-
Longit	0,04	-0,05	0,34	0,18	0,12	-0,37	-0,20	-0,44	-0,18	-0,09	0,34	0,36	0,27	0,11	-0,27	-0,34	0,33	0,23	0,17	1,00

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B**QUADRO B.1**
Regiões metropolitanas analisadas no estudo

Região metropolitana	Número
Goiânia	1
Vale do Rio Cuiabá	2
Macapá	3
Manaus	4
Belém	5
Santarém	6
Porto Velho	7
Boa Vista	8
Palmas	9
Vitória	10
Belo Horizonte	11
Vale do Aço	12
Rio de Janeiro	13
Baixada Santista	14
Campinas	15
Piracicaba	16
Ribeirão Preto	17
São José do Rio Preto	18
São Paulo	19
Sorocaba	20
Vale do Paraíba e Litoral Norte	21
Agreste	22
Maceió	23
Feira de Santana	24
Salvador	25
Cariri	26
Fortaleza	27
Sobral	28
São Luís	29
Sudoeste Maranhense	30
Campina Grande	31
João Pessoa	32

(Continua)

(Continuação)

Região metropolitana	Número
Patos	33
Recife	34
Natal	35
Aracaju	36
Apucarana	37
Cascavel	38
Curitiba	39
Londrina	40
Maringá	41
Toledo	42
Umuarama	43
Carbonífera	44
Chapecó	45
Florianópolis	46
Foz do Rio Itajaí	47
Lages	48
Norte-Nordeste Catarinense	49
Vale do Itajaí	50
Porto Alegre	51
Serra Gaúcha	52

Elaboração dos autores.

Originais submetidos em: fev. 2020.

Última versão recebida em: jul. 2022.

Aprovada em: jul. 2022.

MERCADO POTENCIAL E DESIGUALDADE REGIONAL NO BRASIL: UM ESTUDO APLICADO AOS MUNICÍPIOS PRODUTORES INDUSTRIAIS EM 2010¹

André Luiz Ferreira e Silva²

Marcelo Bentes Diniz³

O artigo avalia impactos na distribuição espacial dos salários nominais por meio de uma equação expandida da nova geografia econômica (NGE). Uma função potencial de mercado foi especificada, em que os custos de transporte são mensurados pelo tempo médio de viagem entre os principais municípios produtores industriais do Brasil em 2010. Observou-se que a acessibilidade aos mercados regionais contribuiu diretamente para o crescimento dos salários praticados pelas indústrias tradicionais (S1) e pelas fabricantes de bens de capital e duráveis (S4) nos setores de *commodities* minerais (S2), bem como de produtos químicos, energia e combustíveis (S3). No entanto, tais rendimentos dependem do valor das exportações locais. A qualificação do trabalho é importante fonte de retornos crescentes, mas os setores intensivos em tecnologia e de maior acesso aos mercados regionais (S4) se beneficiam mais com o alcance dos transbordamentos espaciais.

Palavras-chave: aglomerações; potencial de mercado; nova geografia econômica.

POTENTIAL MARKET AND REGIONAL INEQUALITY IN BRAZIL: A STUDY APPLIED TO INDUSTRIAL PRODUCING MUNICIPALITIES IN 2010

The article analyzes impacts on the spatial distribution of nominal wages using an expanded NGE equation. A potential market function was specified, in which transport costs are measured by the average travel time between the main industrial producing municipalities in Brazil in 2010. It was observed that accessibility to regional markets directly contributed to the growth of wages practiced by Traditional industries (S1) and Manufacturers of capital and durable goods (S4); in the sectors of Mineral commodities (S2) and Chemicals, energy and fuels (S3), however, such income depends on the value of local exports. Job qualification is an important source of increasing returns, but technology-intensive sectors with greater access to regional markets (S4) benefit most from the extent of spatial spillovers.

Keywords: agglomerations; market potential; new economic geography.

JEL: R12; R13; R41.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art5>

2. Professor adjunto da Faculdade de Administração e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Pará (UFPA). *E-mail:* alufpa@gmail.com.

3. Professor titular da Faculdade de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPA. *E-mail:* mbdiniz2007@gmail.com.

1 INTRODUÇÃO

Com base em modelos tratáveis, a literatura sobre economias de aglomeração e a nova geografia econômica (NGE) têm dedicado atenção especial às fontes dos retornos crescentes em ambientes urbanos. Uma das motivações estaria nas causas que levam à persistente desigualdade econômica regional, tipicamente observada por distribuição da produtividade industrial, salários nominais e diferencial de custo de vida entre cidades. Entre os postulados defendidos, há a compreensão de que firmas e trabalhadores são mais produtivos em ambientes dotados de bom acesso aos mercados regionais.

Supondo-se que trabalhadores amantes por variedades migrem para regiões industrializadas em busca de melhores condições salariais, enquanto firmas monopolisticamente competitivas se beneficiam dos *linkages* de demanda, a primeira demonstração sobre a cumulatividade desses efeitos se dará com o modelo centro-periferia de Krugman (1991), consolidado posteriormente em Fujita, Krugman e Venables (2002). Nessa estrutura, os custos de transportes se contrapõem às forças concentradoras das atividades econômicas; limitam os efeitos das externalidades pecuniárias no espaço; e agem como um substituto perfeito do comércio regional.

Ainda que o modelo contenha quatro equações simultâneas não lineares, evidências da persistente desigualdade regional costumam ser extraídas da equação dos salários nominais da NGE. As razões estariam na simplicidade em demonstrar o funcionamento de forças que estimulam a concentração e que também podem promover a dispersão produtiva. Por um lado, a competição multifirmas é uma das forças concêntricas que elevaria a produtividade no mercado interno, manifestada por pressão constante nos índices de preços de bens manufaturados. Por outro lado, estímulos à competição regional ajudariam a conter o processo de crescimento desigual (Krugman, 1991; Fujita, Krugman e Venables, 2002).

A partir dos anos 2000, estudos empíricos passaram a explorar o problema considerando funções de mercado potencial que se aproximassem de sua contrapartida teórica. Hanson (2005) é um dos primeiros a especificar esse tipo de função em nível dos municípios norte-americanos (1970-1990). Crozet (2004) investiga como o potencial de mercado afeta a decisão de migrar em regiões (NUTS2) da Europa. Head e Mayer (2006) avaliam como o potencial de mercado melhora com a incorporação do capital humano à equação dos salários nominais. No Brasil, estudos ainda são raros, mas cabe citar estes autores: Amaral *et al.* (2010), que estimaram a função para 3.630 municípios entre anos censitários de 1980, 1991 e 2000; Albuquerque *et al.* (2013), que investigaram as causas para fluxos migratórios interestaduais entre 1995 e 2009; e Silva e Bacha (2014), que investigaram os determinantes do crescimento populacional no Norte do Brasil (1980-2000).

Apesar dos esforços, há ainda um longo caminho a seguir na busca pela identificação consistente dos parâmetros estruturais. O primeiro problema enfrentado pelos pesquisadores remete aos índices de preços e à dificuldade de observá-los em nível das cidades. Segundo Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009, p. 211), esse problema tem levado estudos a uma especificação alternativa (*nominal market potential*), porém distante da contrapartida teórica. Outro problema remete aos custos de transporte, geralmente mensurados pela distância física do raio de atração (Crozet, 2004; Head e Mayer, 2006; Albuquerque *et al.*, 2013), ou à distância de corte (Fingleton, 2003; Amaral *et al.*, 2010).

Visando obter aproximação da distância econômica, toma-se aqui o tempo de viagem entre 1.252 municípios produtores industriais como *proxy* para os custos de transporte. Além da potencialidade produtiva, esses municípios se destacam pelas ligações orientadas pelo comércio inter-regional, as quais foram mapeadas pela pesquisa Regiões de Influência das Cidades do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (IBGE, 2008). Assim, expandindo a equação da NGE, este estudo visa avaliar os impactos na distribuição espacial dos salários nominais, dado que o comércio é capaz de produzir retornos crescentes compartilhados pelos principais municípios produtores industriais, no Brasil, em 2010.

Além desta breve introdução, a seção 2 revisa os fundamentos e as aplicações de modelos da NGE. A seção 3 expõe a estratégia de estimação empírica do modelo da NGE. As seções 4 e 5 demonstram, respectivamente, a análise exploratória de dados especiais (Aede) e os resultados do modelo econométrico baseado na econometria espacial. Por último, a seção 6 traz as considerações finais.

2 MERCADO POTENCIAL SOB O ENFOQUE DA NGE

Os estudos de Dixit e Stiglitz (1977) e Krugman (1991) lançaram as bases para o desenvolvimento de modelos tratáveis voltados à análise da desigualdade econômica espacial. Nesta seção, demonstra-se como a produtividade industrial pode ser concentrada em função do comércio e da acessibilidade a mercados regionais.⁴

A economia é formada por dois setores: o agrícola A produz bem homogêneo sob competição perfeita e retornos constantes, bem como é ubíquo no espaço; e o manufatureiro M produz grande variedade de bens diferenciados sob competição monopolística e retornos crescentes na produção. As preferências de consumo assumem a forma Cobb-Douglas:

$$U = M^\mu A^{1-\mu}, \quad 0 < \mu < 1, \quad (1)$$

4. Esta análise baseia-se nos estudos de Fujita, Krugman e Venables (2002), Combes, Mayer e Thisse (2008), Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009).

em que A é o consumo do bem agrícola; M é um composto continuamente diferenciável; e μ representa a parcela dos gastos com consumo M . Dada essa hipótese, uma função utilidade *constant elasticity of substitution* (CES) agrega pequenas frações de consumo:

$$M = \left(\sum_{i=1}^n q_i^\rho \right)^{1/\rho} \quad 0 < \rho < 1. \quad (2)$$

À medida que a preferência por bens manufaturados ρ se aproxima de 1, dois bens podem ser considerados quase substitutos perfeitos. Quando ρ diminui em direção a 0, o desejo de consumir uma maior variedade de bens manufaturados aumenta. Com isso, a elasticidade de substituição entre dois bens diferenciados é dada por $\sigma = 1/(1 - \rho)$.

O problema do consumidor é resolvido ao maximizar a função subutilidade (2), sujeita à parcela de renda destinada aos gastos com bens manufaturados $E = \mu Y$. A solução do problema leva à demanda *marshalliana* individual, como função direta da renda e inversa aos preços de todas as variedades disponíveis.

$$q_i = \frac{p_i^{-\sigma}}{\sum_j p_j^{-(\sigma-1)}} \cdot E, \quad i = 1, \dots, n. \quad (3)$$

Substituindo-se (3) em (2), obtém-se a demanda não compensada sob condição $E = MP$ e, por conseguinte, o índice de preços para o conjunto de bens manufaturados:

$$P = \left(\sum_{i=1}^n p_i^{-(\sigma-1)} \right)^{-1/(\sigma-1)}. \quad (4)$$

Aumentar a faixa de variedade n reduz o índice P . Isso pode ser visto ao supor que todos os bens estão disponíveis a um mesmo preço $p_i = p$, acarretando $P = p \cdot n^{-1/(\sigma-1)}$. Então, a reação do índice de preços ao número de variedades depende da elasticidade de substituição σ ; quanto mais próximo a 1 estiver esse parâmetro, maior será a redução em P causada pelo aumento de n . Há, portanto, efeito endógeno produzido por n que desloca a demanda (3) para baixo, acirrando a competição por bens manufaturados.

A espacialização do modelo ocorre com os custos de transporte tipo *iceberg*, em que uma fração do produto simplesmente derrete em trânsito. Suponha que a economia é composta por r regiões. Nesse sentido, cada uma produz uma variedade específica n_r . Então, cada unidade transportada de r para s chega a um preço final equivalente a $p_{rs} = p_r \cdot T_{rs}$, com $T_{rs} > 1$. Utilizando (3) e (4), as vendas totais de única variedade produzida em r indicam que o comércio depende não só da renda do comprador, mas também do custo do frete e dos preços locais.

$$q_r = \mu \sum_{s=1}^R Y_s (p_r)^{-\sigma} \cdot (T_{rs})^{1-\sigma} \cdot p_s^{\sigma-1}. \quad (5)$$

A indústria, por sua vez, é composta por n firmas, e cada uma produz uma variedade i diferente. A tecnologia é homogênea no espaço, mas envolve uma contrapartida fixa f e uma marginal m associadas à força de trabalho móvel. Desse modo, a firma escolhe a localização r via *mark-up*:

$$p_r \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) = mw_r. \quad (6)$$

Assim, enquanto o custo marginal for inferior ao preço recebido, a firma se manterá ativa em r .

Visto que entradas e saídas ocorrem livremente, no longo prazo, a taxa de lucro é zero, e a produtividade de toda empresa ativa dependerá da elasticidade de substituição, em que $q^* = f(\sigma - 1)/m$. Assim, as empresas remanescentes em r utilizam a demanda (5) para fixar seus preços, de modo que a remuneração do trabalho naquela região é dada por:

$$w_r^* = \left(\frac{\sigma - 1}{m\sigma}\right) \left[\frac{\mu}{q^*} \sum_{s=1}^R Y_s \cdot (T_{rs})^{1-\sigma} \cdot p_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma}. \quad (7)$$

Essa equação fornece os salários pagos por firmas industriais que alcançaram o equilíbrio em r , dadas as rendas, os níveis de preços e os custos de transporte entre localidades. Regiões produtoras que podem acessar mercados com alto nível de renda e baixo custo de transporte tendem a oferecer altos salários, atraindo trabalhadores para o interior dessas áreas. Com a expansão do mercado local, a competição por meio de preços tende a pressionar os salários nominais para baixo até a estabilidade. Ainda assim, os salários reais poderiam crescer em função da maior competição no mercado local. Segundo Fujita, Krugman e Venables (2002), a simultaneidade presente nos efeitos para trás e para frente em (7) indica que firmas e trabalhadores preferem locais com bom acesso a mercados. Os autores argumentam ainda que, em longo prazo, o equilíbrio $w_r^* = p_r^*$ pode ocorrer, mas, em curto prazo, esses preços podem diferir.

Overman, Redding e Venables (2001) foram pioneiros na busca por evidências empíricas em torno da importância do efeito potencial de mercado, expresso em (7). Concluíram que os custos de transportes são importantes para os fluxos comerciais entre países; a concentração geográfica da atividade industrial importa

para a formação de preços dos fatores; e a acessibilidade aos mercados explica cerca de 35% da variação da renda.

Na mesma linha, Redding e Venables (2004) desenvolveram um modelo de equilíbrio geral para analisar o comércio bilateral entre países e seus efeitos sobre a distribuição de renda *per capita*. Nesse caso, as desigualdades são formalizadas por uma métrica de acessibilidade (*market access*) semelhante a (7), que passa a sofrer influência de fatores de oferta e acesso às cadeias de suprimentos (*supplier access*).

Sob estrutura da NGE, Crozet (2004) demonstra que fluxos migratórios em direção a grandes mercados na União Europeia (UE) são motivados por expectativa de salário real, função potencial de mercado tipo Harris e outros fatores não econômicos. O estudo fornece evidências empíricas sobre aglomerações imputadas pelos *linkages* de demanda e migração de trabalhadores, e, além disso, o modelo NGE apresenta melhores resultados que o gravitacional, com parâmetros estruturais de grandeza coerentes com a teoria.

Estimando função potencial de mercado através do modelo estrutural da NGE, Hanson (2005) examina como o crescimento dos salários nominais industriais pode ser puxado pelos *linkages* de demanda, no âmbito dos municípios nos Estados Unidos, entre os anos censitários de 1970 e 1990. Os resultados mostraram que os *linkages* podem ser fortes e crescentes ao longo do tempo, mas são bastante limitados no espaço.

Head e Mayer (2006) consideram que, além da função potencial de mercado, os salários nominais fazem crescer o nível de capital humano do trabalhador. Para ambos os fatores, os resultados mostraram relação positiva e significativa entre nove de treze setores industriais, distribuídos em 57 regiões da UE, no período de 1985 a 2000.

Utilizando modelo de dados em painel, com controle para os efeitos específicos de firmas e trabalhadores, Combes, Duranton e Gibillon (2008) buscaram explicações para a disparidade dos salários industriais em regiões da França. As evidências mostraram que as habilidades individuais e a qualificação do trabalho são responsáveis por grande parte das desigualdades regionais, ao passo que as dotações naturais desempenham papel irrelevante.

A literatura sobre desigualdade espacial e seus efeitos sobre a renda do trabalho foi ganhando corpo no Brasil a partir de 1990. Nesse contexto, cabe citar as contribuições de Reis e Barros (1990), Lemos *et al.* (2005), Menezes e Azzoni (2006), Galinari *et al.* (2007), Cunha e Vasconcelos (2012) e Silveira-Neto e Azzoni (2012). Em todos esses estudos, as evidências confirmam alta significância da variável *educação* na explicação da desigualdade brasileira, de modo que os estoques

educacionais entre as regiões e os estados contribuem de forma relevante para as diferenças de rendas regionais, principalmente derivadas da renda do trabalho.

Ao analisar padrões locacionais de empresas industriais no Brasil em 2000, Lemos *et al.* (2005) perceberam que a *performance* das exportações de firmas que inovam e diferenciam produto, associada à qualificação do trabalhador, é uma importante fonte de ganhos de produtividade e transbordamento espacial. Além disso, esse padrão, juntamente com o de firmas especializadas em produtos padronizados (*commodities*), ocupa espaços preferenciais de elevada concentração produtiva, o que não ocorre com as firmas que não diferenciam produto e têm produtividade menor.

Em Menezes e Azzoni (2006), a dinâmica do diferencial de salário entre nove grandes cidades no Brasil, ao longo de 1981 a 2003, é examinada sob a ótica do capital humano, do custo de vida e das características regionais. Segundo os autores, o custo de vida, embora relevante, não é capaz, individualmente, de explicar o diferencial de salário; e aspectos de demanda (características regionais) e oferta de trabalho (capital humano) apresentam papel relevante para a dinâmica das desigualdades regionais.

Galinari *et al.* (2007), por sua vez, avaliaram a importância das economias de aglomeração sobre os salários urbano-industriais no Brasil, distribuídos em 84 cidades de médio e grande porte, nos anos censitários de 1991 e 2000. Concluíram que cidades com alta concentração industrial estão mais sujeitas às economias de urbanização. Entretanto, algumas regiões com elevada especialização, alto nível de educação e forte participação na indústria nacional oferecem os melhores salários.

Cunha e Vasconcelos (2012) investigaram a evolução da desigualdade na distribuição dos salários no mercado de trabalho brasileiro. Embora a ampliação do trabalho formal no período de 1995 a 2009 tenha contribuído para a desigualdade salarial, as evidências apontaram redução das diferenças salariais entre níveis educacionais, o que explica parte significativa da desigualdade total, mas isso veio acompanhado de crescente aumento na parcela de fatores não observados da distribuição dos salários.

Visando identificar a contribuição da renda de trabalho e não trabalho na desigualdade total, Silveira-Neto e Azzoni (2012) mostram que o grau de elasticidade de Gini dessas fontes, com a renda do trabalho do setor de manufatura e serviços, contribuiu para o aumento da desconcentração, enquanto a renda do trabalho derivada de agricultura, aposentadoria, pensões, renda da propriedade etc. contribuiu para o aumento da desigualdade total.

Existem também estudos no Brasil que tratam do problema *desequilíbrios regionais* sob o enfoque da NGE. Com dados censitários de 1980, 1991 e 2000

aplicados a um modelo de dados em painel com componentes de erro espacialmente correlacionados, Amaral *et al.* (2010) estimaram a função potencial de mercado para 3.630 municípios. As evidências mostraram que o potencial de mercado da economia local, juntamente com as características individuais, explica parte significativa das disparidades salariais no Brasil.

Baseado no modelo de Crozet (2004), aplicado a dados em painel, Albuquerque *et al.* (2013) investigaram as causas econômicas dos fluxos migratórios interestaduais entre 1995 e 2009. Concluíram que os salários esperados e a distância geográfica são relevantes para a determinação desses fluxos e que a presença de retornos crescentes no setor industrial fica evidenciada na grandeza da elasticidade de substituição, estimada em $\sigma = 6,33$.

Utilizando a função mercado potencial, Silva e Bacha (2014) avaliaram os determinantes do crescimento populacional entre municípios da região Norte do Brasil nos anos 1980 e 2000. Além das externalidades econômicas de segunda natureza, os autores incorporam no modelo empírico aspectos da geografia de primeira natureza. Entre os resultados obtidos, constataram que os municípios mais pobres têm no fator isolamento geográfico um dos determinantes de condição econômica.

Em geral, esses estudos destacam a dificuldade de estimação de uma função mercado potencial que se aproxime de sua contrapartida teórica. Uma delas diz respeito ao problema de identificação da elasticidade de substituição σ , importante para o *mark-up* das empresas industriais. Outro problema diz respeito aos índices de preços e à dificuldade de observá-los em regiões espacialmente desagregadas.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O modelo Dixit-Stiglitz-Krugman (DSK) demonstra que aglomerações podem persistir por longo tempo devido à ação combinada dos retornos crescentes e dos custos de transportes em espaço homogêneo, colocando o potencial de mercado como principal determinante dos desequilíbrios regionais. Dada a forte restrição dessa hipótese, e com base na estratégia de autores especializados no tema (Fingleton, 2003; Head e Mayer, 2006), o modelo empírico apresentado considera outras fontes de retornos crescentes, expressas no logaritmo da função produtividade local dada por:

$$\ln A_r = b_0 + b_1 H_r + b_2 G_r + b_3 \ln X_r + b_4 \ln S_r + u_r, \quad (8)$$

em que H_r é uma *proxy* para o capital humano; G_r é um coeficiente Gini que mede a concentração produtiva local; X_r são as exportações locais; S_r é uma medida de infraestrutura urbana; b_k são parâmetros a serem estimados; e u_r são erros aleatórios.

Ao assumir que retornos crescentes florescem unicamente da variedade de bens, o modelo da NGE despreza, por exemplo, a contribuição do capital humano

sobre a eficiência produtiva, importante fonte do diferencial de salário. Fingleton (2003) e Head e Mayer (2006) deram um passo relevante ao incorporar *proxies* para capturar o poder de concentração do capital humano.

Outra fonte advém da densidade urbana, mais especificamente das externalidades produzidas pela integração produtiva entre diferentes plantas do mesmo setor. Há vários estudos sobre o tema, mas cabe destacar os de Ciccone e Hall (1996) e Ciccone (2002). Inicialmente, os autores analisaram tais efeitos sobre o diferencial de produtividade entre regiões nos Estados Unidos; posteriormente, a análise abrangeu regiões da França, da Alemanha, da Itália, da Espanha e do Reino Unido.

O comércio internacional também pode produzir *linkages* de demanda capazes de proporcionar elevados ganhos de produtividade. Redding e Venables (2004) foram pioneiros ao tratar medidas de acessibilidade para o comércio bilateral, considerando condições de oferta e demanda representadas em modelo de equilíbrio geral da NGE.

Presumindo que a qualidade da infraestrutura urbana é uma característica dos espaços preferenciais, Lemos *et al.* (2005) consideraram o percentual de domicílios com saneamento básico adequado, fornecido pelo Censo Demográfico 2000, como uma fonte potencial de externalidade produtiva local. Ainda que não tenham encontrado alguma evidência relevante, essa mesma variável é inserida em (8) com o propósito de verificar se o resultado persiste em 2010.

Usando a normalização de Fujita, Krugman e Venables (2002), $q^* = m$ e $m = \rho$. Admitindo-se que a produtividade local exerce efeito multiplicativo sobre potencial de mercado, então os salários nominais (7) podem ser representados por:

$$w_r = PMR_r^{1/\sigma} A_r = \left[\sum_{s=1}^R Y_s \cdot (T_{rs})^{1-\sigma} \cdot P_s^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma} A_r. \quad (9)$$

Ou, alternativamente, por:

$$\ln w_r = b_0 + \frac{1}{\sigma} \ln PMN_r + b_1 H_r + b_2 G_r + b_3 \ln X_r + b_4 \ln S_r + u_r. \quad (10)$$

Além do problema da não linearidade, a regularidade de (9) depende dos índices de preços locais, cuja disponibilidade no Brasil é bastante restrita geograficamente. Segundo Brakman, Garretsen e Marrewijk (2009, p. 211), esse problema tem promovido a distinção de dois tipos de funções: uma mais aderente aos postulados da NGE, mensurada em termos reais (*real market potential*), como em (9); e outra alternativa especificada em termos nominais (*nominal market potential*), em que $P_s = 1$.

Assim, a renda da função apresentada a seguir não é corrigida pelos índices de preços, mas considera que o acesso às cidades pode ocorrer por modal (1) rodoviário, (2) fluvial ou (3) aéreo.

$$PMN_r = Y_r + \sum_m \sum_s Y_s \cdot e^{-\theta_m D_{rs,m}}, \quad m = 1,2,3. \quad (11)$$

Em cada região, Y_r é a renda disponível ao consumo; D_{rs} é a distância medida pelo tempo médio (em horas) de viagem entre s e r ; e $\theta_m = 1/\sigma_m$ são coeficientes de alisamento da distribuição exponencial calibrados pelo inverso do desvio-padrão do tempo médio de viagem.

As ligações entre cidades, bem como o tempo de deslocamento entre elas, seguem o critério de hierarquia urbana adotado pela pesquisa Regiões de Influência das Cidades, do IBGE (2008), em que uma ampla rede de relacionamentos intermunicipais foi concebida com base em aspectos econômicos e demográficos das economias regionais.

Geógrafos que estudam a acessibilidade argumentam que uma vantagem da função (11) é a capacidade de associar o uso do solo à eficiência do sistema de transporte, bem como aos seus impactos sobre as desigualdades regionais. Entre as desvantagens, destacam-se a dificuldade para interpretar a acessibilidade relativa e a incapacidade em distinguir a competição entre diferentes sistemas de transporte (Berechman, 2005; Geurs, 2006; Spiekermann e Wegener, 2006).

De fato, em (11), a função não consegue distinguir se dois meios de transporte são bens substitutos ou complementares.

Uma questão relevante para a estimação consistente de (10) diz respeito ao *trade-off* existente entre a escala geográfica e a definição de um padrão de agregação setorial condizente com as características estruturais. Fixando o município, desagregar atividades industriais segundo divisões (2 dígitos) da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0 levaria a uma intensa fragmentação espacial. Assim, propõe-se agregação espaço-setorial que considere as seguintes características estruturais.⁵

- 1) Indústria tradicional (S1): são firmas de pequeno a médio porte. Produzem bens com baixo valor adicionado voltados ao suprimento do mercado interno.
- 2) *Commodities* minerais (S2): reúnem indústrias de processo contínuo, que elaboram produtos homogêneos em grande escala, com localização influenciada pela presença de jazidas minerais.

5. É uma adaptação espacial dos padrões de competitividade industrial definidos em Ferraz, Kupfer e Haguener (1996, p. 386). O quadro A.1, no apêndice A, relaciona cada padrão às divisões (2 dígitos) CNAE 2.0.

- 3) Produtos químicos, energia e combustíveis (S3): também produzem bens homogêneos em grande escala, mas a aglomeração é influenciada pela proximidade com indústrias de refino e exploração de petróleo e gás.
- 4) Bens de capital e duráveis (S4): firmas promotoras do progresso técnico que incorporam médio-alto conteúdo tecnológico à produção. A localização é influenciada pela diversificação industrial em economias de urbanização.

Sob a ótica da NGE, esses padrões tecnológicos podem ser interpretados como quatro conjuntos de variedades de bens industriais distribuídos ao longo do território brasileiro.

3.1 Abordagem baseada na econometria espacial

Há dois problemas que devem ser controlados na estimação da equação expandida da NGE. O primeiro é a heterogeneidade espacial, que a rigor surge com efeitos não observáveis relacionados às características estruturais, cujo descontrolo pode produzir estimativas ineficientes. Já o problema da autocorrelação espacial pode afetar conjuntamente a eficiência e a consistência dos estimadores (Anselin, 2003; Lesage e Pace, 2009).

Via de regra, esses problemas podem ser controlados pela estrutura do modelo *spatial autoregressive* (SAR) ou *spatial error* (SEM). O primeiro incorpora, no lado direito da regressão, um vetor *lag* espacial da variável dependente, Wy , especificado sob a seguinte forma:

$$y = \lambda Wy + X\beta + u, \quad u \sim N(0, \sigma_u^2 I), \quad (12)$$

em que X é uma matriz com as variáveis explicativas em (10); β são coeficientes fixos; u são erros aleatórios; λ é o coeficiente autorregressivo espacial; e W é uma matriz em que os pesos espaciais são definidos pelos k vizinhos mais próximos. A variável dependente é a taxa de salário nominal agregada segundo o padrão tecnológico espacial.

O SAR é composto por três conjuntos de parâmetros. Os coeficientes angulares β captam o impacto de um choque exógeno sobre a variável dependente; σ^2 é a variância das predições do SAR; e λ é um multiplicador para os *spillovers* espaciais, cujos efeitos podem ser examinados pela forma reduzida do modelo a seguir:

$$y = (I - \lambda W)^{-1} X\beta + (I - \lambda W)^{-1} u. \quad (13)$$

Dado que $|\lambda| < 1$ e W são compostas por elementos fixos normalizados na linha, a matriz não singular pode assumir a representação de uma série infinita, $(I - \rho W)^{-1} = I + \lambda W + \lambda^2 W^2 + \lambda^3 W^3 + \dots$, indicando que um choque afeta não só a própria localidade r , mas também se propaga pelos s vizinhos mais próximos.

Com isso, há uma não linearidade explícita no SAR, representada por um efeito direto local e outro indireto que capta o impacto nas vizinhanças.

A matriz variância-covariância do SAR mostra que o controle da variância heterocedástica depende da identificação do coeficiente autorregressivo espacial.

$$E[uu'] = \sigma_u^2[(I - \lambda W)'(I - \lambda W)]^{-1}. \quad (14)$$

O modelo SEM é indicado para os casos em que a heterogeneidade é provocada por efeitos não observáveis que produzem erros autocorrelacionados.

$$y = X\beta + \epsilon, \quad \epsilon = \Phi W\epsilon + u, \quad u \sim N(0, \sigma_\epsilon^2 I), \quad (15)$$

em que ϵ é um vetor de erros autocorrelacionados; Φ é o coeficiente autorregressivo; e $W\epsilon$ é o vetor de defasagem erro espacial. A forma reduzida desse modelo mostra que:

$$y = X\beta + (I - \Phi W)^{-1}u. \quad (16)$$

Em contraste com o SAR, uma mudança em qualquer variável explicativa não promove *spillovers* espaciais. Assim, o efeito marginal assume a interpretação usual do modelo clássico. No entanto, uma fração do choque em r se propaga pelas vizinhanças devido à ação de Φ .

$$E[\epsilon\epsilon'] = \sigma_\epsilon^2[(I - \Phi W)'(I - \Phi W)]^{-1}. \quad (17)$$

Para o problema de seleção, recorre-se aos testes multiplicador de Lagrange *lag* espacial LM_λ e erro espacial LM_ϕ , populares na literatura empírica (Florax, Folmer e Rey, 2003). Inicia-se testando a ausência de autocorrelação espacial sob estrutura de SAR e SEM. Como essas hipóteses costumam ser rejeitadas com certa frequência, então se aplicam as versões robustas desses testes, a saber, LM_λ^* e LM_ϕ^* . Se apenas a primeira (segunda) estatística for significativa, então o SAR (SEM) será preterido. Contudo, se ambas forem significativas, a escolha recairá sobre o teste mais significativo. Como esse critério pode não ser apropriado para o problema de seleção, uma alternativa sugerida por Lesage e Pace (2009) é recorrer a uma estrutura mais complexa, como o modelo *spatial autoregressive model with autoregressive error* (Sara) ou *spatial Durbin model* (SDM).

Esses testes baseiam-se no princípio da máxima verossimilhança, estimador mais usado em modelos espaciais, pois são consistentes e eficientes mesmo na ausência de erros normais (Lee, 2004; Lesage e Pace, 2009). Porém, sua complexidade em grandes amostras gera algum custo computacional, podendo, em último caso, não garantir a convergência da log-verossimilhança. Se isso acontece, a alternativa é recorrer aos estimadores de momentos generalizados com variáveis instrumentais, *generalized spatial two-stage least squares* (GS2SLS), que assintoticamente também garantem as propriedades desejadas (Kelejian e Prucha, 1998; Kelejian e Prucha, 1999).

3.2 Dados

A base construída para este estudo priorizou aspectos estruturais e locais da indústria extrativa e de transformação brasileira. Através dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) trabalhador e da Rais estabelecimento, ambas administradas pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), foi possível identificar 1.252 municípios produtores que, em 2010, empregavam mais de 6,173 milhões de trabalhadores formais distribuídos em 113 mil estabelecimentos industriais, conforme demonstra a tabela 1.

Além da remuneração mensal, a Rais trabalhador disponibiliza dados sobre a escolaridade, o que permitiu calcular a média de anos de estudo do trabalhador. O coeficiente de Gini para a concentração da indústria local foi obtido sob a mesma lógica a partir do volume de emprego por firma disponibilizado pela Rais estabelecimento. As características estruturais foram completadas com o valor (*free on board* US\$) das exportações municipais, dado fornecido pelo Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), observado segundo divisão (2 dígitos) da *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities* (Isic), que é compatível com a CNAE 2.0.

TABELA 1
Resumo estatístico e fontes de dados das variáveis segundo padrão tecnológico

Variáveis	Fonte de dados	(S1)	(S2)	(S3)	(S4)
Salário médio nominal (R\$/mês)	Rais trabalhador/MTE	859,13	1.071,20	1.677,72	1.210,65
Desvio-padrão		231,48	547,47	1.434,28	470,87
Escolaridade média (anos)	Rais trabalhador/MTE	5,80	5,41	6,72	6,65
Desvio-padrão		1,40	1,52	1,98	1,59
Emprego total	Rais estabelecimentos/MTE	3.834.521	593.346	398.629	1.405.070
Estabelecimentos industriais	Rais estabelecimentos/MTE	71.840	12.103	4.997	26.449
Municípios produtores	Rais estabelecimentos/MTE	1.174	647	376	588
Participação nas exportações (%)	Funcex/MDIC	43,45	40,35	14,34	1,86

Elaboração dos autores.

Obs.: Funcex – Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior.

Com base em informações do produto interno bruto (PIB) municipal do IBGE, a função potencial de mercado foi calculada observando os critérios da já mencionada pesquisa Regiões de Influência das Cidades (IBGE, 2008), que, a partir do conceito de área de influência, mapeou ligações entre regiões periféricas e área central. Observou-se que as ligações que envolviam modal rodoviário (11.179) foram as que mais influenciaram os índices de acessibilidade calculados para os 1.252 municípios pesquisados (figura 1), seguidas pelas ligações fluviais (167) e aéreas (35). O tamanho do PIB e o grande número de ligações rodoviárias (294) fazem de São Paulo a cidade

com maior potencial de mercado, seguida por Belo Horizonte e Rio de Janeiro. A dinâmica no Norte do Brasil é governada pelas capitais Manaus (35) e Belém (26), que são as duas cidades com os mais intensos fluxos fluviais do país. Capitais como Curitiba (193), Salvador (225), Fortaleza (139), Goiânia (183) e Porto Alegre (183) se destacam pelo tamanho de mercado atendido por modal rodoviário, principalmente.

4 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

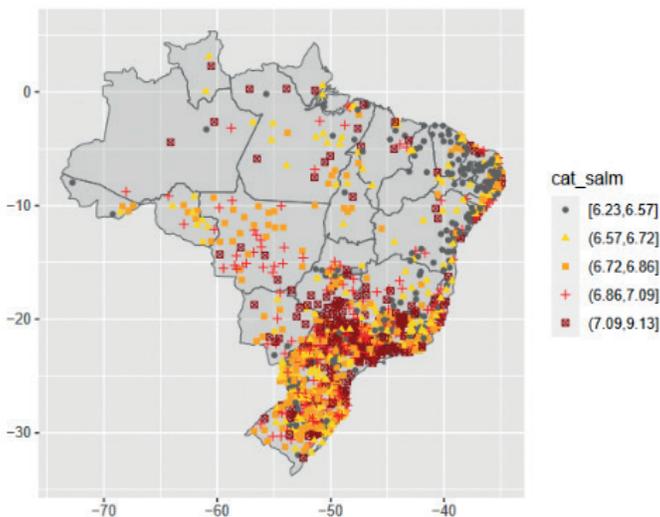
A *exploratory spatial data analysis* (ESDA) é uma ferramenta estatística para análise exploratória de dados espaciais bastante empregada na literatura empírica para levantar as primeiras evidências da distribuição espacial do objeto de estudo. Ela trata da identificação de regimes ou associações espaciais de atividades com características semelhantes (*clusters*) e distribuições atípicas (*outliers*), bem como oferece estatísticas para análise da autocorrelação global e local (Anselin, 1995; 1996).

Sem impor maiores restrições à classificação setorial, inicia-se examinando aspectos locacionais da atividade industrial no Brasil e traz para o centro da análise os determinantes da acessibilidade regional segundo a NGE. A figura 1 mostra a distribuição espacial dos salários nominais, dos indicadores de acessibilidade ao mercado potencial e da escolaridade do trabalhador industrial.

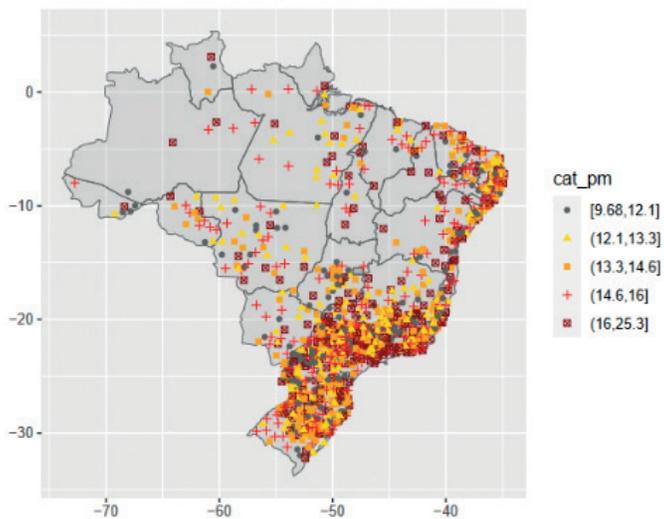
FIGURA 1

Distribuição espacial dos determinantes do mercado potencial no Brasil

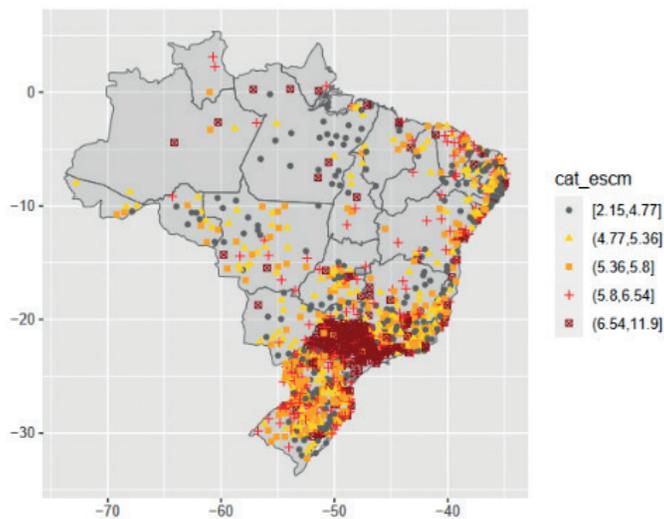
1A – Taxa de salário nominal



1B – Potencial de mercado



1C – Escolaridade do trabalhador industrial



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).

Algumas evidências preliminares podem ser extraídas da figura 1. Embora existam cidades médias distribuídas por todo o território nacional, as melhores condições de acessibilidade encontram-se fortemente localizadas no Sul e no Sudeste do país. Além disso, parece existir uma tendência positiva de correlação espacial dessa variável com a taxa salarial. Outro resultado que merece atenção diz respeito à assimetria presente na *proxy* de capital humano, escolaridade média do trabalhador industrial, fortemente concentrada no Sudeste, mais especificamente entre municípios produtores industriais no estado de São Paulo.

Como as principais variáveis de acesso ao mercado potencial são presumidamente endógenas, estatísticas espaciais foram empregadas na análise das distribuições. A presença de autocorrelação espacial multivariada nos dados seria um indicativo da endogeneidade, o que afeta a equação dos salários nominais. Considerando-se as restrições de normalidade, esse problema é examinado pelo índice de Moran global e local aplicado às variáveis padronizadas, que foram defasadas espacialmente por via da matriz W_k dos k vizinhos mais próximos.

A tabela 2 mostra que a hipótese de ausência de autocorrelação espacial global só não pode ser descartada quando aplicada à distribuição dos índices de acessibilidade inferidos por (11). É possível que essa independência espacial decorra da participação dos custos de transporte, que tende a corrigir a parcela de renda destinada ao comércio regional. No entanto, os demais coeficientes de autocorrelação são estatisticamente significantes a menos de 1% de probabilidade de erro, indicando que a simultaneidade pode configurar um problema para a distribuição dos salários nominais.

TABELA 2
Autocorrelação espacial global univariada e bivariada

	Taxa de salário	Índice de Moran global	
		Mercado potencial	Escolaridade
Taxa de salário	0,3780	-	-
	[2.2e-16]	-	-
Mercado potencial	0,2361	0,0222	-
	[6.1e-09]	[0,1869]	-
Escolaridade	0,4741	0,2065	0,5449
	[2.2e-16]	[3.7e-07]	[2.2e-16]

Elaboração dos autores.
Obs.: Probabilidade entre colchetes.

Uma vantagem do índice de Moran global é que pode ser decomposto em indicadores locais, *local indicator of spatial association* (Lisas), o que permite análise mais detalhada sobre os regimes de associação local (*clusters*), agrupados em quatro

níveis: baixo-baixo (BB), baixo-alto (BA), alto-baixo (AB) e alto-alto (AA). Por um lado, autocorrelação espacial positiva é um indicativo de que os vizinhos de dado município exibem atributos similares, acima (AA) ou abaixo da média (BB). Por outro lado, autocorrelação espacial negativa significa valores dissimilares entre os vizinhos mais próximos, podendo estar acima (BA) ou abaixo (AB) da média global. As simulações demonstram que a matriz $W_{k=2}$ proporciona resultados robustos sumarizados na tabela 3 e na figura 2.

TABELA 3
Padrão de associação espacial dos municípios produtores industriais

<i>Clusters</i> espaciais	Taxa de salário	Mercado potencial	Escolaridade
Baixo-baixo (BB)	77	41	43
Baixo-alto (BA)	5	13	2
Alto-baixo (AB)	10	34	10
Alto-alto (AA)	89	22	149
Não significante	1.071	1.179	1.048

Elaboração dos autores.

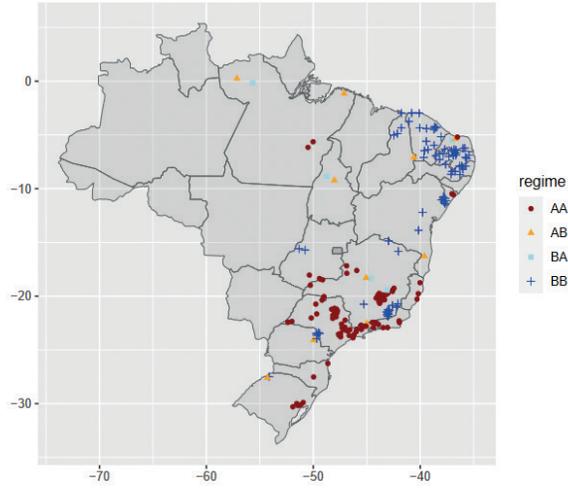
Obs.: Número de municípios significantes a 10%.

Em cada atributo, a figura 2 mostra apenas observações significantes a 10%. Esses municípios configuram aglomerações locais relevantes, capazes de produzir externalidades limitadas no espaço. É provável que alguns municípios considerados não significantes na tabela 3 estejam se beneficiando com a proximidade das aglomerações relevantes. Observe-se que os efeitos espaciais são menos frequentes quando submetidos aos indicadores de acessibilidade. Assim como antes, a presença da variável custo de transporte deve estar neutralizando os efeitos das externalidades espaciais no mercado potencial. No entanto, um grupo maior de aglomerações relevantes pode ser identificado através da taxa de salário nominal ou da escolaridade do trabalhador industrial.

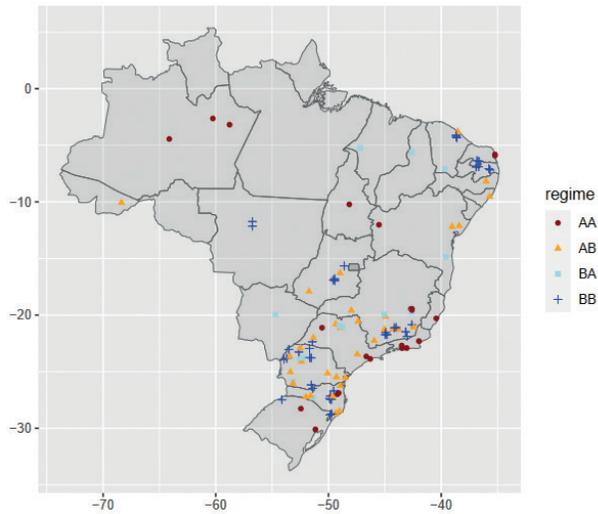
As evidências mostram aglomerações BB de capital humano que se formam no noroeste de Mato Grosso, entre municípios do Pará, no Norte do país, e principalmente no litoral do Nordeste, onde há um grupo de cidades médias com boas condições de acessibilidade em termos regionais (figura 2). No entanto, a combinação potencial de mercado e elevados salários (AA) é mais frequente entre capitais do Sul e do Sudeste do país. Em alguma medida, há um efeito de transbordamento que atinge o desempenho da atividade industrial periférica, o que justifica a formação de aglomerações intermediárias – AB e BA. Esses regimes representam cidades médias localizadas no interior do Sul e do Sudeste, oferecendo taxa de salário acima da média.

FIGURA 2
Índices Moran de autocorrelação local significantes a 10%

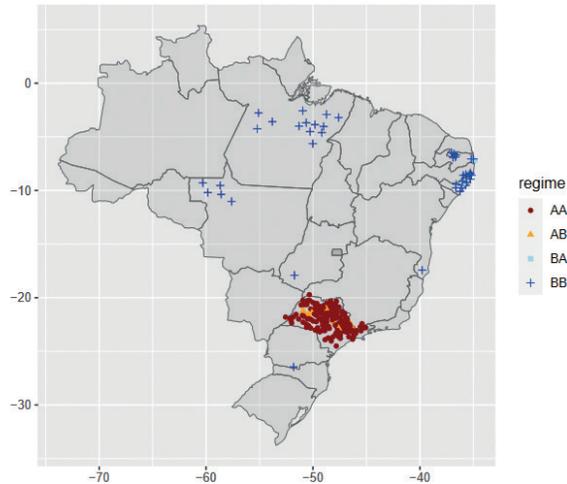
2A – Taxa de salário nominal



2B – Potencial de mercado



2C – Escolaridade do trabalhador industrial



Elaboração dos autores.

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

O resultado preliminar mais importante diz respeito à forte concentração de capital humano em 159 cidades no entorno da aglomeração primaz de São Paulo.⁶ A configuração revela que externalidades pecuniárias dos salários nominais explicariam apenas uma parte da dispersão geográfica que evolui em direção ao interior de São Paulo (figura 2C). Outra parte, então, seria explicada por externalidades puras formadas pela diversidade urbana ou por aspectos específicos do setor produtivo local, o que aparentemente reduz o custo de vida nessas cidades. Esses efeitos específicos, não observados, frequentemente são modelados pela variável *dummy*.

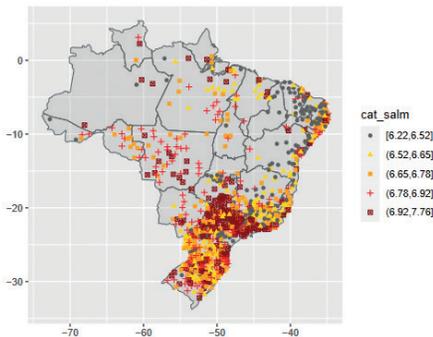
Embora exista uma tendência na direção do Centro-Oeste, envolvendo principalmente municípios de Mato Grosso, e outra na direção do Sul, a figura 3 mostra atividades da *indústria tradicional* fortemente concentradas na fronteira do estado de São Paulo com o Triângulo Mineiro. As indústrias de *commodities minerais* concentram suas atividades no estado do Pará e, principalmente, em Minas Gerais. A proximidade com a extração de petróleo e gás natural faz com que *produtos químicos, energia e combustíveis* apareçam fortemente concentrados em cidades litorâneas. Por fim, cerca de 80% da produção industrial de *bens de capital e duráveis* está consolidada em cidades grandes e médias do Sul e do Sudeste do Brasil.

6. Corresponde aos *clusters* AA e AB da tabela 3, compostos por 152 municípios no estado de São Paulo; seis em Minas Gerais; e um em Mato Grosso do Sul.

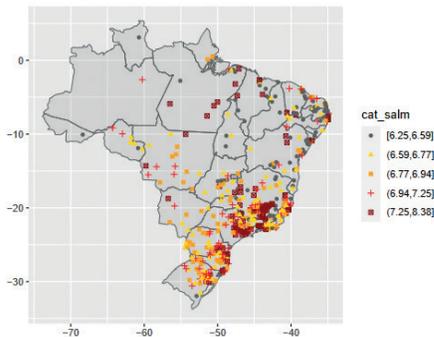
FIGURA 3

Distribuição espacial da taxa de salário nominal, segundo padrão tecnológico

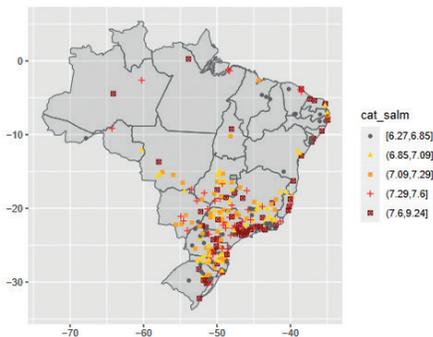
3A – S1: indústria tradicional



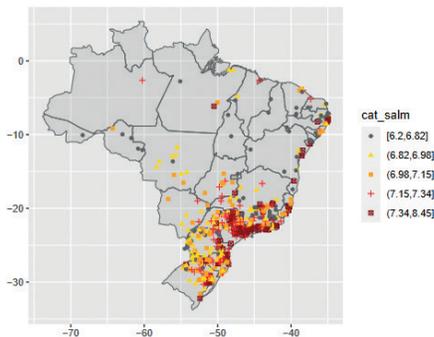
3B – S2: commodities minerais



3C – S3: produtos químicos, energia e combustíveis



3D – S4: bens de capital e duráveis



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).

5 RESULTADO DO MODELO ECONÔMETRICO

Devido à forte concentração geográfica do capital humano no entorno da maior cidade do país, São Paulo, cabe verificar se características específicas das aglomerações explicam o diferencial de salário observado no escopo das quatro estruturas industriais agregadas segundo o quadro A.1, no apêndice A. Assim, uma variável binária $D159$ é introduzida à direita da equação dos salários nominais (10), para a qual $D159 = 1$, o que identifica os municípios produtores com alto nível (AA ou AB) de capital humano em 2010 (tabela 3); e $D159 = 0$ identifica os demais casos. Ressalta-se que o objetivo é controlar a heterogeneidade dos fatores específicos com um parâmetro de deslocamento em nível, o qual não capta a diferença na inclinação da *proxy* do capital humano.

TABELA 4
Diagnóstico de dependência espacial da equação dos salários nominais

Variáveis	(S1)	(S2)	(S3)	(S4)
Constante	6,2812** (0,0381)	5,5599** (0,0488)	5,8251** (0,1167)	6,2124** (0,0749)
Mercado potencial	0,0160** (0,0051)	-0,0134 (0,0068)	0,0186 (0,0166)	0,127 (0,1187)
Escolaridade	0,0190** (0,0062)	0,1875 (0,0085)	0,1831** (0,0149)	0,0817* (0,0112)
D159	0,1076** (0,0267)	-0,5042** (0,0416)	-0,4215** (0,0799)	-0,0658 (0,0479)
Gini firma local	0,3636** (0,0461)	0,7044** (0,0684)	0,3603** (0,1001)	0,4200** (0,0812)
Exportações	0,0147** (0,0017)	0,0189** (0,0031)	0,0237** (0,0064)	0,0261** (0,0043)
Infraestrutura urbana	0,0000 (0,0002)	0,0009*** (0,0003)	-0,0017 (0,0009)	0,0009* (0,0005)
Testes LM				
Índice de Moran	0,331 [0,000]	0,145 [0,000]	0,078 [0,037]	0,324 [0,000]
LM erro	152,43 [0,000]	16,15 [0,000]	2,678 [0,103]	73,05 [0,000]
LM lag	192,35 [0,000]	24,07 [0,0000]	3,65 [0,045]	73,78 [0,000]
LM erro robusto	1,421 [0,236]	0,769 [0,381]	1,033 [0,311]	3,59 [0,058]
LM lag robusto	41,28 [0,000]	8,69 [0,003]	0,033 [0,856]	3,57 [0,038]
R ² ajustado	0,299	0,653	0,401	0,385
Municípios	1.174	647	376	588

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. ** e * são coeficientes significantes a 1% e 5%, respectivamente.

2. Desvio-padrão entre parênteses e probabilidade entre colchetes.

3. LM – Lagrange multiplier.

A tabela 4 fornece resultados do teste multiplicador de Lagrange, bem como o índice de Moran inferido sobre os resíduos mínimos quadrados ordinários (MQO) extraídos da equação dos salários nominais. Assim como antes, as estatísticas mostram-se mais aderentes à matriz $W_{k=2}$, que atribui pesos simétricos não nulos aos dois vizinhos mais próximos. Em qualquer estrutura industrial, a hipótese de ausência de autocorrelação espacial inferida pelo índice de Moran não pode ser

descartada ao nível de significância 5%. Além disso, os testes LM focados apontam, inequivocamente, o SAR como modelo capaz de exercer maior controle sobre a autocorrelação de S1, S2 e S3. No entanto, alguma dúvida persiste na orientação do S4, dado que o controle poderia ser exercido tanto pelo SAR quanto pelo SEM. Esse impasse foi resolvido ao verificar se a autocorrelação persistia após a aplicação da estatística índice de Moran.

A tabela 5, com os parâmetros da equação da NGE, mostra ainda que o modelo SAR estimado por máxima verossimilhança produz resíduos independentemente distribuídos e não autocorrelacionados no espaço, resultado atestado no índice de Moran. Na tabela A.1, apêndice A, verificam-se informações adicionais acerca dos impactos espaciais do modelo SAR. Ela mostra o efeito do mercado local independentemente dos transbordamentos espaciais.

TABELA 5
Equação de salários nominais da NGE estimada sob estrutura do modelo SAR

Variáveis	(S1)	(S2)	(S3)	(S4)
Constante	3,8775** (0,1651)	4,6853** (0,1909)	4,5887** (0,4757)	2,7870** (0,7927)
Mercado potencial	0,0164** (0,0046)	-0,0090 (0,0066)	0,0206 (0,0163)	0,3057** (0,1299)
Escolaridade	0,0165** (0,0056)	0,1791** (0,0085)	0,1790** (0,0148)	0,0720** (0,0103)
D159	0,0398 (0,0243)	-0,4939** (0,0405)	-0,4336** (0,0789)	-0,0961** (0,0433)
Gini firma local	0,3348** (0,0414)	0,6833** (0,0668)	0,3767** (0,0984)	0,3893** (0,0743)
Exportações	0,0119** (0,0015)	0,0176** (0,0029)	0,0237** (0,00640)	0,0220** (0,0040)
Infraestrutura urbana	-0,00001 (0,0002)	0,0005 (0,0003)	-0,0017 (0,0010)	0,0004 (0,0004)
Coefficiente autorregressivo λ	0,3648** [0,0000]	0,1358** [0,0000]	0,1727** [0,0123]	0,3076** [0,0000]
Variância σ^2	0,0346	0,0506	0,1669	0,0591
Estatística índice de Moran	-0,0333 [0,887]	0,0151 [0,3213]	0,0242 [0,2123]	-0,0035 [0,5192]
Municípios	1.174	647	376	588

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. ** e * são coeficientes significantes a 1% e 5%, respectivamente.

2. Desvio-padrão entre parênteses e probabilidade entre colchetes.

Percebe-se que o controle exercido pelo parâmetro autorregressivo λ melhora a *performance* do sistema, com reflexos imediatos na estabilidade paramétrica do mercado potencial e da escolaridade, principalmente (tabela 5). Apesar disso, os coeficientes responsáveis pelas contribuições nos salários nominais praticados em S2 e S3 revelaram-se estatisticamente não significantes a 5% de probabilidade de erro. Na ótica desses setores, isso evidencia que a principal fonte dos desequilíbrios regionais não advém de conexões de demanda final no mercado interno. Ao contrário, as principais fontes de retornos crescentes setoriais surgem com o acesso ao comércio exterior.

Esse argumento se apoia no desempenho exportador das atividades industriais, estimado estatisticamente significativo, em todos os padrões pesquisados, inclusive em S2 e S3. Os resultados mostram ainda que essas atividades são mais propensas a repasses de produtividade, sobretudo aos trabalhadores mais qualificados. Isolando o efeito direto da tabela 6, e mantido os demais fatores constantes, estima-se que esses setores estariam dispostos a oferecer um prêmio de salário próximo a 18,0% por ano adicional de estudo. Setores cuja produtividade é orientada pela demanda interna, no caso de S4 e S1, tenderiam a oferecer taxa de retorno relativamente inferior – em torno de 7,5% a 1,8% ao ano, respectivamente.

Sobre esses resultados, importa observar a participação do capital humano na equação expandida da NGE. A despeito da fonte dos *linkages* de demanda, a razão para que as empresas pratiquem altos salários no modelo tradicional da NGE depende diretamente de bom acesso ao mercado (Fujita, Krugman e Venables, 2002). Entretanto, com o capital humano, essa condição é ampliada, e as conexões para trás ou os rendimentos crescentes que afetam o mercado de trabalho são distribuídos de acordo com a qualificação do trabalhador. Portanto, seguem a lógica dos mercados imperfeitos, em que o tamanho do mercado importa para a formação desses rendimentos. Em princípio, esses resultados são coerentes com outros encontrados da literatura empírica (Menezes e Azzoni, 2006; Galinari *et al.*, 2007; Cunha e Vasconcelos, 2012).

Cabe agora avaliar como características específicas encontradas em 159 cidades ou aglomerações relevantes se relacionam com o diferencial de salário regional. Ao nível de 5%, o coeficiente de *D159* apenas não pode ser considerado significativo para explicar as diferenças salariais praticadas por S1. Nos demais casos, porém, o sinal negativo e estatisticamente significativo revela que os salários praticados pelas firmas localizadas no interior das aglomerações relevantes são menores, em média, do que em qualquer outra região do país (tabela 5). Esse resultado pode parecer contraintuitivo se a análise for restrita às hipóteses dos salários nominais, principalmente àquela que despreza influência das externalidades puras. No entanto, é preciso considerar que amenidades urbanas e outras vantagens ambientais podem contribuir para a redução do custo de vida nessas 159 cidades identificadas.

Essa evidência sugere a existência de um limiar, ou uma taxa, que poderia ser internalizado entre a troca da mobilidade em direção às regiões periféricas, dispostas a oferecer salários mais altos. Tomando apenas o efeito direto de *D159* na tabela, 9,6% seria, portanto, o limiar a ser compensado no salário de um trabalhador médio vinculado ao setor S4 localizado na área de abrangência das aglomerações relevantes. Como o custo de mobilidade aumenta com a qualificação, essas taxas aplicadas aos setores S2 e S3 seriam mais elevadas – em torno de 39,2% e 35,3%, respectivamente.

A concentração industrial de firmas locais apenas reforça a tese de que as melhores condições salariais são praticadas em cidades onde a produção depende crucialmente do setor industrial. Além disso, ganhos de produtividade não são exatamente maiores onde a indústria é diversificada, como no caso de *bens de capital e duráveis*; externalidades *marshallianas* podem florescer também em estruturas especializadas, como em *commodities minerais*. Esse resultado é coerente com Ciccone e Hall (1996), Ciccone (2002) e Galinari *et al.* (2007), em que a aglomeração local de firmas manufatureiras explicou o diferencial de produtividade em regiões dos Estados Unidos, da Europa e do Brasil, respectivamente.

Os resultados obtidos para a infraestrutura urbana mostram-se insignificantes. Assim, não são capazes de explicar os movimentos de contração e dispersão nos salários nominais. Esperava-se que o desempenho de firmas diversificadas fosse mais sensível à presença de economias de urbanização aferidas pela qualidade da infraestrutura urbana. No entanto, a *proxy* utilizada, percentual de domicílios com saneamento básico adequado, não conseguiu captar esse efeito. Em comparação com o resultado encontrado por Lemos *et al.* (2005), não há sinais de mudança relevante para a contribuição dessa variável no desempenho local entre os Censos 2000 e 2010.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo avaliou os impactos na distribuição espacial dos salários nominais da atividade industrial no Brasil, considerando aspectos da acessibilidade aos mercados regionais previstos na NGE. Em face disso, sua principal contribuição foi apresentar uma função potencial de mercado em que os custos de transporte foram especificados a partir do tempo médio de viagem multimodal (rodoviário/fluvial/aéreo) entre 1.252 municípios produtores industriais em 2010.

Os testes econométricos evidenciaram que o comércio regional só é capaz de impulsionar o crescimento dos salários praticados pelos setores S1 e S4. Em S2 e S3, no entanto, tal desempenho está condicionado às mudanças das exportações no comércio exterior, o que é compatível com as características da demanda em cada caso.

No entanto, S2 e S3 estariam dispostos a oferecer um prêmio de salário (18%, em média, por ano de estudo) relativamente maior em troca de ganhos de produtividade proporcionados pelo estoque de capital humano. Trata-se de uma característica das empresas desses setores, em geral, de maior escala, localizadas em regiões com certa escassez de recursos, de modo que salário maior por unidade de capital humano é um incentivo à mobilidade da mão de obra qualificada.

Outro resultado importante surgiu com a identificação de uma densa massa de capital humano distribuída em 159 cidades no entorno da cidade de São Paulo. Embora uma fração da dispersão geográfica observada no interior dessa aglomeração dependa de incentivos pecuniários, outra parte significativa é explicada pela presença de externalidades puras, formadas pela diversidade urbana ou por aspectos específicos do setor produtivo. Devido à forte concentração local, é possível que o diferencial de salário ainda não compense o custo de mobilidade em direção às regiões periféricas.

Observou-se também que as melhores condições salariais ocorrem em estruturas fortemente especializadas, em que a atividade produtiva participa ativamente do comércio internacional. No Brasil, esses efeitos são mais frequentes nos setores S2 e S3, mas também há sinais relevantes em S1 e S4.

Tomou-se o percentual de domicílios com saneamento básico adequado como *proxy* para a composição da infraestrutura urbana. Como resultado, não há evidência suficiente para afirmar que a qualidade da infraestrutura guarda alguma relação com a distribuição espacial da taxa de salário industrial no Brasil.

Por fim, o processo autorregressivo do SAR é capaz de controlar a não linearidade da equação dos salários nominais. Esse controle abrange toda a atividade industrial, mas é particularmente importante para aquelas mais intensivas em tecnologia e com bom acesso aos mercados regionais, como é o caso de *bens de capital e duráveis*. Não por acaso, os transbordamentos espaciais produzidos por essas atividades são os de maior alcance no contexto da indústria brasileira.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, P. H. *et al.* **Aglomeração econômica e migração**: uma análise para o caso brasileiro. Brasília: Ipea, dez. 2013. (Texto para Discussão, n. 1913).
- AMARAL, P. V. *et al.* Regional imbalances and market potential in Brazil. **Spatial Economic Analysis**, v. 5, n. 4, p. 463-482, 2010.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, abr. 1995.

ANSELIN, L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial. *In*: FISCHER, M.; SCHOLTEN, H. J.; UNWIN, D. (Ed.). **Spatial analytical perspectives on GIS**. Flórida: CRC Press, 1996. v. 4, p. 111.

ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, abr. 2003.

BERECHMAN, J. Transport infrastructure investment and economic development. *In*: BANISTER, D. (Ed.). **Transport and urban development**. Londres: Taylor & Francis, 2005. v. 2, p. 17-35.

BRAKMAN, S.; GARRETSEN, H.; MARREWIK, C. V. **An introduction to geographical economics**. 2. ed. Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press, 2009.

CICCONE, A. Agglomeration effects in Europe. **European Economic Review**, v. 46, n. 2, p. 213-227, fev. 2002.

CICCONE, A.; HALL, R. E. Productivity and the density of economic activity. **The American Economic Review**, v. 86, n. 1, p. 54-70, mar. 1996.

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

COMBES, P.-P.; MAYER, T.; THISSE, J.-F. **Economic geography: the integration of regions and nations**. Nova Jersey: Princeton University Press, 2008.

CROZET, M. Do migrants follow market potentials? An estimation of a new economic geography model. **Journal of Economic Geography**, v. 4, n. 4, p. 439-458, ago. 2004.

CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Evolução da desigualdade na distribuição dos salários no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 105-136, mar. 2012.

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **The American Economic Review**, v. 67, n. 3, p. 297-308, jun. 1977.

FERRAZ, J. C.; KUPFER, D.; HAGUENAUER, L. **Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria**. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1996.

FINGLETON, B. Increasing returns: evidence from local wage rates in great britain. **Oxford Economic Papers**, v. 55, n. 4, p. 716-739, out. 2003.

FLORAX, R. J.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557-579, set. 2003.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. **Economia espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. São Paulo: Futura, 2002.

GALINARI, R. *et al.* O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 11, n. 3, p. 391-420, dez. 2007.

GEURS, K. **Accessibility, land use and transport: accessibility evaluation of land-use and transport developments and policy strategy**. Utrecht, Holanda: Eburon Academic Publishers, 2006.

HANSON, G. H. Market potential, increasing returns and geographic concentration. **Journal of International Economics**, v. 67, n. 1, p. 1-24, set. 2005.

HEAD, K.; MAYER, T. Regional wage and employment responses to market potential in the EU. **Regional Science and Urban Economics**, v. 36, n. 5, p. 573-594, set. 2006.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Regiões de Influência das Cidades – 2007**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 17, p. 99-121, 1998.

KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 509-533, maio 1999.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, jun. 1991.

LEE, L.-F. Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. **Econometrica**, v. 72, n. 6, p. 1899-1925, nov. 2004.

LEMOS, M. B. *et al.* Espaços preferenciais e aglomerações industriais. In: DE NEGRI, J. A.; SALERNO, M. S. (Org.). **Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Brasília: Ipea, 2005. p. 365-425.

LESAGE, J.; PACE, R. **Introduction to spatial econometrics**. Flórida: CRC Press, 2009.

MENEZES, T. A.; AZZONI, C. R. Convergência de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras: custo de vida e aspectos de demanda e oferta de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 36, n. 3, dez. 2006.

OVERMAN, H. G.; REDDING, S. J.; VENABLES, A. J. **The economic geography of trade production and income: a survey of empirics**. Londres: CEPR, 2001. (CEPR Discussion Papers, n. 2978).

REDDING, S.; VENABLES, A. J. Economic geography and international inequality. **Journal of International Economics**, v. 62, n. 1, p. 53-82, jan. 2004.

REIS, J. G. A.; BARROS, R. P. Desigualdade salarial e distribuição de educação: a evolução das diferenças regionais no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 20, n. 3, p. 415-478, dez. 1990.

SILVA, R. R.; BACHA, C. J. C. Acessibilidade e aglomerações na região Norte do Brasil sob o enfoque da nova geografia econômica. **Nova Economia**, v. 24, n. 1, p. 169-190, 2014.

SILVEIRA-NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Social policy as regional policy: market and nonmarket factors determining regional inequality. **Journal of Regional Science**, v. 52, n. 3, p. 433-450, ago. 2012.

SPIEKERMANN, K.; WEGENER, M. Accessibility and spatial development in Europe. **Scienze Regionali**, v. 5, n. 2, p. 15-46, 2006.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Decomposição dos impactos espaciais do modelo SAR

Variáveis	Efeito	(S1) ¹	(S2) ²	(S3) ³	(S4) ⁴
Mercado potencial	Direto	0,0173	-0,0092	0,0207	0,3172
	Indireto	0,0086	-0,0014	0,0042	0,1241
	Total	0,0259	-0,0105	0,0249	0,4413
Escolaridade	Direto	0,0175	0,1803	0,1799	0,0745
	Indireto	0,0086	0,0270	0,0365	0,0291
	Total	0,0261	0,2073	0,2164	0,1036
D159	Direto	0,0420	-0,4972	-0,4359	-0,0944
	Indireto	0,0208	-0,0744	-0,0884	-0,0369
	Total	0,0628	-0,5716	-0,5242	-0,1313
Gini firma local	Direto	0,3527	0,6878	0,3786	0,4040
	Indireto	0,1744	0,1030	0,0768	0,1580
	Total	0,5271	0,7907	0,4554	0,5620
Exportações	Direto	0,0126	0,0178	0,0238	0,0227
	Indireto	0,0062	0,0027	0,0048	0,0089
	Total	0,0188	0,0205	0,0287	0,0315
Infraestrutura urbana	Direto	0,0000	0,0006	-0,0017	0,0003
	Indireto	0,0000	0,0001	-0,0004	0,0001
	Total	0,0000	0,0007	-0,0021	0,0005

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Indústria tradicional.

² *Commodities* minerais.

³ Produtos químicos, energia e combustíveis.

⁴ Bens de capital e duráveis.

Obs.: SAR – *spatial autoregressive model*.

QUADRO A.1
Agregação espacial da atividade industrial no Brasil

Setor	Código	Divisão (2 dígitos) CNAE 2.0
S1	10	Fabricação de produtos alimentícios
	11	Fabricação de bebidas
	13	Fabricação de produtos têxteis
	14	Confecção de artigos de vestuário e acessórios
	15	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados
	16	Fabricação de produtos de madeira
	18	Impressão e reprodução de gravações
	22	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico
	31	Fabricação de móveis
	32	Fabricação de produtos diversos
S2	07	Extração de minerais metálicos
	08	Extração de minerais não metálicos
	23	Fabricação de produtos de minerais não metálicos
	24	Metalurgia
S3	06	Extração de petróleo e gás natural
	17	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
	19	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis
	20	Fabricação de produtos químicos
S4	21	Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos
	25	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos
	26	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos
	27	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos
	28	Fabricação de máquinas e equipamentos
	29	Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias
	30	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores
	33	Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos

Elaboração dos autores.

Obs.: CNAE – Classificação Nacional de Atividades Econômicas.

Originais submetidos em: maio 2018.

Última versão recebida em: set. 2021.

Aprovada em: set. 2021.

INVESTIMENTOS EM INFRAESTRUTURA E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO BRASIL: UMA ANÁLISE DOS EFEITOS DO PRÓ-INFRA COM UM MODELO EGC COM DINÂMICA RECURSIVA^{1,2}

Felipe de Sá Tavares³

Alexandre Alves Porsse⁴

Este trabalho tem como objetivo simular os efeitos dos investimentos em infraestrutura esperados pelo programa Pró-Infra, do Ministério da Economia do Brasil, sobre o produto interno bruto (PIB), a produtividade total dos fatores (PTF) e os investimentos de setores não ligados à infraestrutura. Os resultados foram obtidos por meio de um modelo de equilíbrio geral computável com dinâmica recursiva calibrado regionalmente para as 27 Unidades Federativas (UFs) do Brasil e 124 setores/produtos. Os resultados obtidos indicam que o Pró-Infra possui capacidade de levar a taxa de crescimento médio do Brasil para algo entre 2,34% ao ano (a.a.) e 3,22% a.a. pelos próximos vinte anos, considerando um cenário de referência de 1,65%. Dessa maneira, a taxa de investimento em infraestrutura alcançaria 6,5% do PIB em 2040.

Palavras-chave: equilíbrio geral computável; infraestrutura; investimento.

INVESTMENTS IN INFRASTRUCTURE AND ECONOMIC GROWTH IN BRAZIL: AN ANALYSIS OF THE EFFECTS OF PRÓ-INFRA USING AN EGC MODEL WITH RECURSIVE DYNAMIC

The present work aims to simulate the effects of infrastructure investments expected by the Pro-Infra program of the Ministry of Economy of Brazil on GDP, productivity (PTF), and investments of sectors not linked to infrastructure. The results were obtained using a Dynamic Computable General Equilibrium model calibrated regionally for the 27 UF in Brazil and 124 sectors/products. The results obtained indicate that Pró-Infra can bring the average annual growth rate of Brazil to somewhere between 2.34% and 3.22% for the next 20 years, considering a reference scenario of 1.65%. In this way, the rate of investment in infrastructure would reach 6.5% of GDP in 2040.

Keywords: computable general equilibrium; infrastructure; investment.

JEL: C68; D5; E22; E27.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art6>

2. O modelo de equilíbrio geral computável utilizado para as estimações dos efeitos do Pró-Infra sobre a economia brasileira foi parte de uma consultoria contratada pela Secretaria de Desenvolvimento da Infraestrutura (SDI) do Ministério da Economia do Brasil através do PNUD.

3. Sócio administrador da FT Economics. *E-mail:* ftavares29@gmail.com.

4. Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR). *E-mail:* porsse@gmail.com.

1 INTRODUÇÃO

O Pró-Infra é um programa concebido pelo governo federal para fomentar o aumento dos investimentos privados em infraestrutura por meio de reformas institucionais, seja no âmbito setorial ou macroeconômico.⁵ Tem o objetivo de criar um ambiente de negócios que permita ao país alcançar um estoque de capital em infraestrutura em proporção do produto interno bruto (PIB) próximo de 61% até 2040, similar à taxa de países desenvolvidos, como Estados Unidos e Canadá (Brasil, 2019).

Para que o estoque de capital alcance 61% do PIB em 2040, a taxa de investimento em infraestrutura deverá aumentar drasticamente nos próximos anos, mantendo patamares em torno de 5% do PIB nos próximos vinte anos (Brasil, 2019). Em 2019, o Brasil investiu em torno de 1,8% do PIB em infraestrutura, estando o estoque atual em torno de 41% do PIB (Souza-Júnior e Conelio, 2020). Desse modo, há um longo caminho a se percorrer para que o país alcance níveis de estoque de infraestrutura compatíveis com os de países desenvolvidos.

No entanto, o Brasil vive uma grave restrição fiscal que praticamente impõe que todo esse desafio tenha que ser atendido pelo setor privado (Brasil, 2019). Embora haja um senso comum de que a infraestrutura seja um tipo de investimento necessariamente executado pelo Estado, países como Chile e Colômbia mostram que, mediante mudanças institucionais, o setor privado pode inclusive mais que compensar a ausência do Estado nos investimentos em infraestrutura. No Chile a taxa de investimento saiu de 3,1% do PIB em 1980 e alcançou 5,2% nos anos 2000, enquanto na Colômbia o investimento privado em infraestrutura quintuplicou ao longo dos anos 1990 (Raiser *et al.*, 2017).

Em vista do debate da perspectiva dos investimentos em infraestrutura na economia brasileira, este estudo analisa os efeitos dos investimentos esperados pelo Pró-Infra na taxa de crescimento da economia brasileira.

A abordagem metodológica utilizada neste estudo baseia-se em um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) inter-regional com mecanismo de dinâmica recursiva. O banco de dados do modelo foi calibrado para o ano-base 2015, com desagregação dos fluxos econômicos para as 27 Unidades da Federação (UFs) e 124 setores econômicos. O estudo fornece aos *policymakers* projeções de impacto econômico do programa a partir de uma ferramenta de modelagem consistente na qual as relações de interdependência dos agentes econômicos e a propagação de efeitos renda e substituição são incorporadas no arcabouço de modelagem.

Destacam-se trabalhos semelhantes metodologicamente nas simulações dos efeitos econômicos de planos de investimento em infraestrutura: Domingues, Magalhães e Faria (2009); Domingues, Betarelli Junior e Magalhães (2011); e

5. O novo marco regulatório do saneamento (Lei nº 14.026/2020) é um exemplo de reformas setoriais.

Santos *et al.* (2019). Embora as semelhanças metodológicas tenham sido encontradas na literatura especializada, não foi encontrado nenhum trabalho que abrangesse um plano nacional de investimentos em infraestrutura, especialmente o Pró-Infra.

Este trabalho está dividido em cinco seções. Após esta breve introdução, segue a seção 2, com o panorama da infraestrutura brasileira. A seção 3 apresenta a estrutura geral do modelo EGC; e a seção 4, a estratégia de simulação e os principais resultados de impacto macroeconômico. A seção 5 traz as considerações finais do estudo.

2 O PANORAMA DA INFRAESTRUTURA BRASILEIRA

O Brasil foi o segundo país que mais cresceu no mundo entre 1930 e 1980, logrando taxa média de crescimento de 6,5% ao ano (a.a.) ao longo desses cinquenta anos (Strachman, 2019). Manter tal desempenho econômico se mostrou um grande desafio para a economia brasileira nos anos que se seguiram à década de 1980. Ao longo dos anos, o Brasil superou diversos problemas estruturais, como o descontrole dos gastos públicos, a crise da dívida externa e a hiperinflação (Strachman, 2019), mas o desafio de manter elevadas taxas de crescimento que levem o Brasil a superar o nível de país de renda média ainda não foi superado.

O crescimento econômico pode ser provido por três grandes fatores:⁶ i) crescimento populacional; ii) crescimento do estoque de capital; e iii) crescimento da produtividade total dos fatores (PTF). No entanto, atualmente o desafio para lograr maiores taxas de crescimento aumentou, pois o país não possui mais o bônus demográfico que tinha no passado (Alves, 2020). Além disso, a baixa qualidade da educação e a estrutura fechada da economia brasileira tornam a perspectiva de aumento da PTF ainda mais complicada (Pastore, Pinotti e Pagano, 2010). Portanto, buscar o crescimento econômico mediante aumento do estoque de capital se torna a opção mais factível para o Brasil.

O estoque de capital cresce à taxa de investimento, descontando a depreciação do estoque instalado, e a redução da taxa de investimento pode comprometer a acumulação de capital e o crescimento econômico (Carmignani, 2010). O Brasil tem apresentado dificuldades para retomar taxas de investimento em relação ao PIB mais expressivas. Nos últimos anos, o Brasil investiu em torno de 2% do PIB em infraestrutura, sendo que em 2019 esse investimento ficou no patamar de 1,8% (Brasil, 2019). O nível de investimento brasileiro é baixo quando comparado ao de outros países da América Latina, sendo o quinto menor entre os dezessete países da base de dados do Banco Interamericano de Desenvolvimento e estando abaixo da média. A tabela 1 apresenta os dados de investimento em infraestrutura em relação ao PIB de dezessete países da América Latina entre os anos 2008 e 2015.

6. Os motores para crescimento apresentados consideram que não existe capacidade ociosa na economia.

TABELA 1
Taxa de investimento em infraestrutura em relação ao PIB (2008-2015)¹
 (Em %)

Países	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Bolívia	3,88	3,88	3,90	4,63	4,82	5,91	7,68	8,43
Peru	3,29	4,89	5,15	4,74	5,09	5,79	5,12	6,90
Colômbia	3,36	3,77	3,71	2,96	2,91	4,03	4,45	6,46
Nicarágua	4,03	3,98	9,62	7,03	5,93	5,53	5,43	5,91
Chile	2,99	3,76	2,85	2,68	3,38	4,61	4,61	4,61
Panamá	5,30	2,98	4,05	6,68	5,35	7,43	6,29	4,54
Paraguai	3,52	3,29	3,32	3,67	4,33	6,66	6,73	4,42
Costa Rica	3,51	4,90	3,79	4,10	5,35	4,02	3,38	4,09
Belize	4,19	5,09	3,69	2,83	2,89	2,78	3,82	3,87
Honduras	4,16	4,62	3,97	4,30	1,81	11,24	5,47	3,74
República Dominicana	2,74	2,74	2,05	2,02	4,09	1,87	2,12	1,89
El Salvador	2,67	2,13	2,05	1,93	2,54	1,67	1,87	1,83
Brasil	2,84	3,82	2,49	2,56	3,42	2,57	3,30	1,72
Argentina	2,01	2,21	2,36	2,02	1,81	1,97	1,89	1,57
México	1,84	1,84	1,74	1,89	1,63	1,78	1,85	1,43
Trinidad e Tobago	0,47	1,88	1,23	0,97	1,32	1,26	1,33	1,32
Guiana	3,69	4,19	3,24	5,71	4,59	3,21	2,47	1,26
Média	3,21	3,53	3,48	3,57	3,60	4,25	3,99	3,76

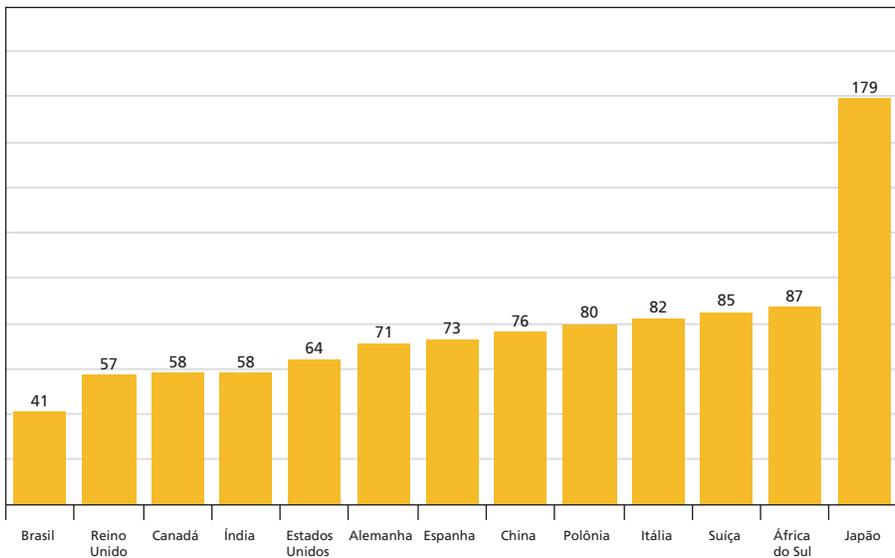
Fonte: Dados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O dado de investimento do Chile do ano de 2013 foi replicado para 2014 e 2015 por não estarem disponíveis os dados para os dois anos citados.

Além de o Brasil investir pouco em relação aos outros países da América Latina, a situação se torna ainda mais sensível quando comparado o estoque de capital de infraestrutura brasileiro em relação aos de outros países. O gráfico 1 evidencia o distanciamento do Brasil em relação a outros países, como Reino Unido, Canadá, Índia, Estados Unidos, Alemanha, Espanha, China, Polônia, Itália, Suíça, África do Sul e Japão, apresentando um estoque de capital de 41% do PIB, estando este nível significativamente abaixo dos outros países citados.

GRÁFICO 1
Estoque de capital em infraestrutura em relação ao PIB
(Em %)



Fonte: Dobbs *et al.* (2013).

Obs.: Os dados para o Brasil foram ajustados de acordo com Souza-Júnior e Conelio (2020).

Essas informações permitem compreender o tamanho do desafio brasileiro para alcançar um nível de estoque de capital em infraestrutura compatível com países desenvolvidos.

2.1 O modelo EGC

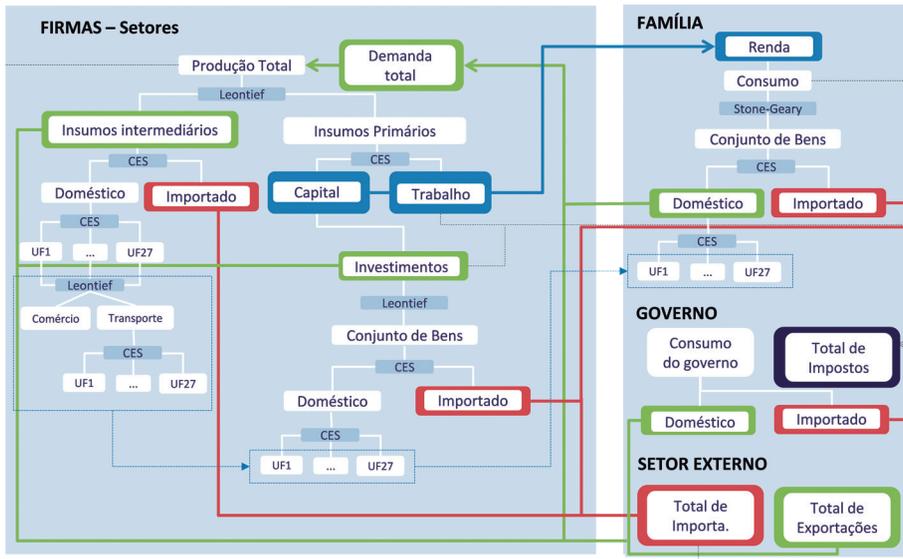
O modelo de EGC desenvolvido para este estudo segue a estrutura teórica-computacional do modelo Term (*the enormous regional model*), formulada por Horridge, Madden e Wittwer (2005) para gerar um modelo *bottom-up* multirregional a partir de um modelo EGC estático nacional, o qual pode ser aperfeiçoado para a forma dinâmica, conforme Dixon e Rimmer (1998; 2002). Esse modelo foi calibrado primeiramente em versão estática para a economia brasileira no ano-base 2015,

tendo em vista que esse é o ano mais recente com informações disponíveis da *Matriz de insumo-produto do Brasil*, publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que consiste na principal fonte de informação do banco de dados que alimenta o modelo (IBGE, 2018).⁷ O modelo foi adaptado para a versão com dinâmica recursiva e seu banco de dados foi atualizado até 2019 considerando um cenário histórico sobre a evolução dos principais agregados econômicos. As características gerais do modelo são as seguintes: 27 UFs, 124 setores, 124 produtos, 124 investidores, 27 consumidores representativos (um por UF), um agente externo, três agentes governamentais e dois fatores produtivos (trabalho e capital).

A figura 1 apresenta uma visão estilizada sobre a estrutura de um modelo EGC, com destaque para os principais agentes econômicos e as especificações teóricas que definem o comportamento otimizador. As funções de produção, consumo das famílias e investimentos seguem uma estrutura aninhada, especificada em níveis que incorporam diversos mecanismos de substituição e de formação de preços, conforme as margens de comércio e de transporte e segundo suas origens regionais. Tomando a função de produção para exemplificar, o primeiro nível define os requerimentos de insumos e uso de fatores produtivos a partir de uma especificação Leontief. No segundo nível, a demanda por insumos intermediários segue uma especificação *constant elasticity of substitution* (CES), que admite substituição imperfeita entre bens domésticos e importados, como preconizado pela abordagem de Armington (1969). O terceiro nível também admite substituição imperfeita entre os bens de diferentes origens regionais, sendo que esse mecanismo incorpora a estrutura de custos de margem de comércio e de margem de transporte na formação dos preços de entrega dos insumos. Por fim, uma especificação CES também é definida para a margem de transporte segundo diferentes origens. Como os bens podem ser produzidos em diferentes regiões, esse mecanismo captura a capacidade dos transportadores de realocarem seus depósitos de armazenagem ao longo de rotas.

7. A regionalização do banco de dados nacional foi implementada com base na abordagem de calibragem de modelos EGC regionais desenvolvida por Horridge (2006). Resumidamente, essa abordagem faz uso de informações de fontes secundárias (Relação Anual de Informações Sociais – Rais, Pesquisa Industrial Anual – PIA, Pesquisa Anual de Serviços – PAS, Pesquisa de Orçamentos Familiares – POF, Secretaria de Comércio Exterior – Secex, Contas Regionais, Contas Municipais) para garantir a consistência estrutural da desagregação regional das contas dos agentes econômicos, assim como também utiliza um procedimento gravitacional para estimar os fluxos de comércio inter-regional. Essa abordagem tem sido usada em diversos estudos aplicados de modelagem EGC regional para o Brasil (Carvalho, Domingues e Horridge, 2017; Ferreira Filho e Horridge, 2014).

FIGURA 1
Visão estilizada do modelo EGC



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).

Os mecanismos teóricos dos comportamentos otimizadores descritos anteriormente, com as respectivas especificidades, também estão presentes nas especificações teóricas dos consumidores representativos e dos investidores. Cabe mencionar que o tratamento da demanda das famílias é baseado num sistema combinado de preferências CES/Klein-Rubin, resultando em um sistema linear de gastos (LES) tal que a participação do gasto acima do nível de subsistência, para cada bem, representa uma proporção constante do gasto total de subsistência de cada família. No processo de maximização da utilidade, o resíduo do orçamento do consumidor, depois dos gastos totais de subsistência, é chamado de “gasto de luxo”, e sua alocação nos diversos bens segue uma participação orçamentária marginal, calibrada de acordo com parâmetros de elasticidade do gasto e de participação orçamentária.

A demanda de exportação é definida de forma usual como uma curva negativamente inclinada nos próprios preços dos bens no mercado mundial. No modelo EGC, um vetor de elasticidades representa a resposta da demanda externa a alterações no preço FOB (*free on board*) das exportações. Deslocamentos no preço e na demanda por exportações possibilitam choques nas curvas de demanda. As funções de demanda por exportações representam a saída de bens que deixam o país por uma determinada região (porto). Como a mesma especificação de composição por origem da demanda se aplica às exportações, o modelo pode capturar os custos de

transporte de, por exemplo, exportações de produtos de uma região r exportados pelo porto da região d . Essa característica distinta do modelo permite diferenciar o local de produção do bem exportado e seu ponto (região) de exportação.

O consumo do governo é modelado exogenamente. Contudo, o movimento da demanda do governo é definido a partir de uma regra de solvência fiscal que garante o equilíbrio entre receitas e despesas. Esse mecanismo é flexível, permitindo tratar o déficit como exógeno ou endógeno, conforme o cenário de interesse para fins de simulação.

O modelo possui dois mecanismos de dinâmica recursiva.⁸ O primeiro refere-se à trajetória da acumulação de capital ao longo do tempo. A acumulação do capital segue uma regra de atualização do inventário perpétuo expressa por:

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}, \quad (1)$$

em que K_t é o estoque de capital da economia no período t ; I_t é o investimento da economia no período t ; e δ é a taxa de depreciação do estoque de capital.

As firmas demandam investimento conforme a remuneração do capital, pois o investimento possui relação direta com a lucratividade das firmas. O aumento do estoque de capital de uma determinada firma depende da propensão do investidor em tomar o risco diante da expectativa da taxa de retorno do investimento. Dessa maneira, o aumento do estoque de capital acima da taxa normal em um ano t ocorre se, e somente se, o retorno esperado pelos investidores for maior do que a taxa normal de retorno (Dixon e Rimmer, 1998). É importante destacar que a dinâmica recursiva do modelo EGC suaviza os efeitos do investimento sobre as variáveis do modelo, pois o custo marginal do investimento de uma determinada firma é função crescente do montante investido pela própria firma (Dixon e Rimmer, 2002).

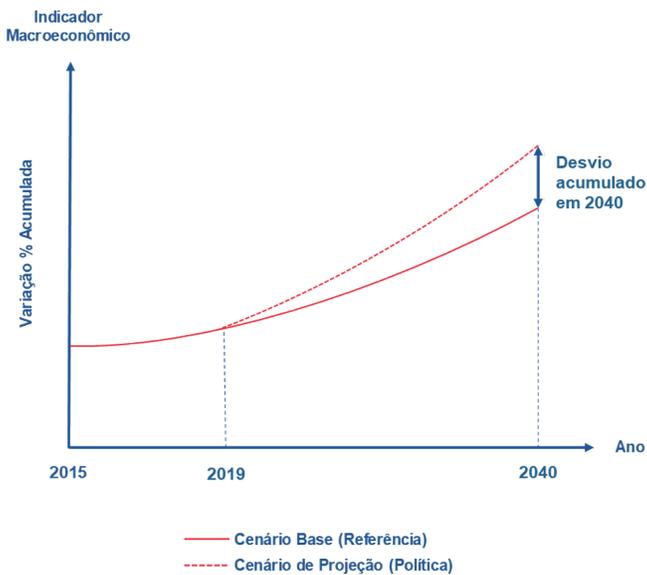
O segundo mecanismo recursivo refere-se ao mercado de trabalho, que incorpora um elemento de ajuste intertemporal dos salários reais baseado no diferencial entre o emprego atual e o emprego tendencial. Assume-se que a demanda por trabalho determina a quantidade de trabalhadores utilizados na produção e que os salários reais são rígidos no curto prazo, mas flexíveis no longo prazo. Formalmente, assume-se que, quando o nível de emprego em $t+1$ excede em $E\%$ o crescimento tendencial, o salário real aumenta em $\gamma E\%$. Logo, visto que existe uma relação negativa entre emprego e salário real no mercado de trabalho, o nível de

8. O mecanismo de dinâmica recursiva do modelo especifica uma regra de evolução para o estoque de capital e outra para o mercado de trabalho no que tange ao ajuste do salário real condicionado ao diferencial entre emprego atual e emprego tendencial. Deve-se frisar que se trata de um mecanismo adotado para definir uma trajetória temporal para esses agregados econômicos, de modo que o processo de otimização dos agentes em cada momento de tempo é definido considerando a determinação dessas trajetórias. Neste sentido, o modelo não incorpora mecanismos de otimização de dinâmica intertemporal, tal como especificado em outras abordagens, por exemplo, no caso de modelos DSGE (*dynamic stochastic general equilibrium*).

emprego em períodos posteriores se ajustará até convergir para o nível tendencial. Esse comportamento do mercado de trabalho é consistente com a existência de uma taxa de desemprego Nairu (*non-accelerating inflation rate of unemployment*), exógena ou fracamente dependente dos salários reais (Dixon e Rimmer, 2002).

Diferentemente dos modelos estáticos, uma análise de política com o modelo com dinâmica recursiva requer duas simulações. A primeira simulação é o cenário de referência (*baseline*) ou simulação *business as usual*. Esta simulação projeta o crescimento da economia ao longo do tempo na ausência da mudança de política. A segunda simulação é o cenário de política, representando uma segunda projeção que incorpora todas as características exógenas do cenário de referência e inclui também os choques relacionados à política que se deseja avaliar. O gráfico 2 apresenta uma visão estilizada sobre as trajetórias das variáveis econômicas nos dois cenários. Usualmente, os resultados de simulação são avaliados como desvios acumulados entre os dois cenários.

GRÁFICO 2
Cenários de referência e de política em um modelo EGC dinâmico



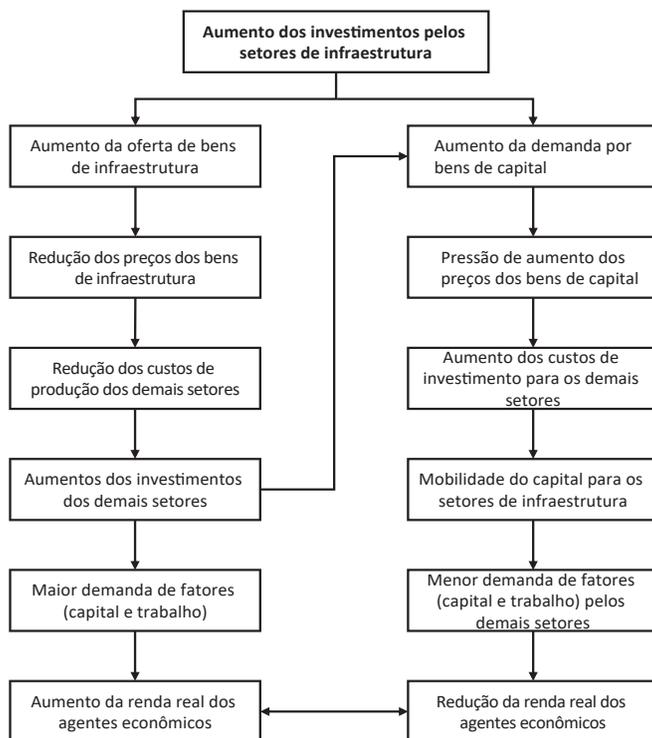
Elaboração dos autores.

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

Neste estudo, o cenário de política a ser simulado assume um choque de investimentos nos setores de infraestrutura (energia, transportes, telecomunicações e saneamento) calibrado com base no programa Pró-Infra. Esse choque deve

propagar diversos impactos diretos e indiretos sobre o sistema econômico, com os principais mecanismos causais descritos na figura 2. De um lado, a ampliação dos investimentos aumenta a capacidade produtiva dos setores de infraestrutura e pressiona os preços desses bens para baixo. Em função do alto encadeamento produtivo dos bens de infraestrutura, a diminuição do preço relativo gera ganhos de competitividade para todo o restante da economia (Seung e Kraybill, 2001), estimulando a ampliação de investimentos nos demais setores e a geração de renda e emprego. De outro lado, principalmente na fase inicial de expansão de investimentos, o aumento da demanda de bens de capital pressiona os preços desses bens para cima, implicando aumento do custo de investir em capital adicional para os demais setores. Além disso, o aumento dos investimentos nos setores de infraestrutura pode ser percebido como oportunidade de maiores retornos para os investidores, levando à mobilidade dos fundos de investimentos para esses setores. Essas forças atuam reduzindo a demanda por fatores produtivos nos demais setores da economia. Portanto, os impactos econômicos presentes no cenário de política devem refletir o balanço entre essas forças, que são inerentemente ligadas ao mecanismo de equilíbrio geral e atuam ao longo da dinâmica intertemporal da simulação.

FIGURA 2

Principais mecanismos causais de um choque de investimento nos setores de infraestrutura

Elaboração dos autores.

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

3 ESTRATÉGIA DE SIMULAÇÃO

O Pró-Infra foca o aperfeiçoamento dos marcos regulatórios relacionados ao setor de infraestrutura, como o marco do saneamento básico,⁹ constituindo o cenário transformador de política deste estudo.

A simulação do cenário transformador de investimentos em infraestrutura demanda o fechamento das hipóteses do comportamento das variáveis do modelo no cenário-base para que seja referência de comparação ao cenário transformador. Após o fechamento das hipóteses, é necessário calibrar os choques de investimento referentes ao cenário transformador para que este reflita os impactos do programa Pró-Infra na economia brasileira.

9. Lei nº 14.026/2020, que alterou a Lei nº 11.445/2007. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2020/lei/114026.htm.

3.1 Fechamento dos cenários de simulação do modelo

O fechamento do modelo EGC trata da definição das variáveis endógenas e exógenas do modelo. As variáveis exógenas não são parte do processo de otimização, permanecendo constantes ao longo do período de simulação e sendo o meio pelo qual os choques de políticas são simulados. Já as variáveis endógenas são as solucionadas internamente pelas equações definidas pelo modelo. As relações entre as variáveis endógenas e as exógenas seguem as definições econômicas e as hipóteses incorporadas na estrutura teórica-computacional do modelo.

No fechamento do modelo, são, portanto, definidos os dois cenários para a simulação em dinâmica recursiva: i) o cenário de referência; e ii) o cenário transformador. Em ambos os cenários, a propensão marginal a consumir das famílias é exógena. O gasto do governo segue a renda das famílias, tanto no nível nacional quanto no regional. Além disso, o modelo considera os preços relativos, e a taxa de câmbio nominal é o numerário da economia.

O cenário de referência considera a perspectiva tendencial da economia brasileira sem o choque transformador de investimentos em infraestrutura, sendo este dividido em dois subperíodos, de 2016 a 2019 e de 2020 a 2040.¹⁰ O primeiro subperíodo compreende a atualização histórica do modelo conforme a evolução real dos principais agregados macroeconômicos (exógenos), sendo eles PIB real, investimento, consumo das famílias, gastos do governo, volume das exportações e emprego agregado. A taxa de retorno bruta, a demanda do governo, a quantidade exportada e a variável de mudança tecnológica dos fatores de produção são as variáveis de deslocamento do modelo; portanto, endógenas. É por meio das variáveis de deslocamento do modelo que as alterações tendenciais das variáveis exógenas e os choques são acomodados pelo modelo.

A perspectiva tendencial do cenário de referência foi especificada de acordo com as séries históricas de um determinado conjunto de variáveis macroeconômicas, bem como de indicadores de mudança tecnológica e de preferências. Tanto a PTF quanto o crescimento das exportações e do emprego seguem as trajetórias históricas. As trajetórias do PIB, do investimento agregado e da PTF do cenário de referência são ancoradas em projeções de um cenário econômico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), tal como consta no relatório do Pró-Infra (Brasil, 2019). Condicional a essas trajetórias, o modelo estabelece endogenamente a trajetória dos demais agregados econômicos, bem como dos investimentos nos setores de infraestrutura no cenário de referência.

10. As projeções do cenário transformador são simuladas para o período 2020-2040, de modo que a trajetória dos agregados econômicos no período 2016-2019 é idêntica nos dois cenários.

O programa Pró-Infra tem por objetivo estimular os investimentos dos setores de infraestrutura para impulsionar uma nova trajetória de investimentos superior à do cenário referencial. A simulação no cenário transformador é incremental, de modo que o investimento agregado nesse cenário é projetado considerando os efeitos deste choque incremental.

A próxima subseção apresenta os aspectos da calibragem do choque no cenário transformador, como também as diferenças de trajetórias dos investimentos de infraestrutura nos dois cenários (gráfico 3).

Cabe ainda mencionar que as séries do cenário de referência foram ajustadas para considerar o efeito da crise da covid-19 sobre o crescimento do PIB e sobre os investimentos. A tabela 2 ilustra os parâmetros básicos do cenário de referência do período entre 2016 e 2040.

TABELA 2
Indicadores utilizados para a calibração do cenário de referência do modelo EGC dinâmico em taxas de variação (2016-2040)

Ano	PIB	Investimento agregado	Consumo das famílias	Consumo do governo	Emprego	Exportações
2016	-3,28	-12,13	-3,84	0,21	-1,78	0,86
2017	1,32	-2,56	1,98	-0,67	0,01	4,91
2018	1,32	3,91	2,06	0,36	1,52	4,00
2019	1,14	2,24	1,84	-0,44	1,88	-2,54
2020	-6,00	-5,00	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2021	3,65	7,00	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2022	2,18	5,00	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2023	2,16	4,50	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2024	2,13	4,00	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2025	2,07	3,50	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2026	1,95	3,00	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2027	1,95	2,50	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2028	1,85	2,50	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2029	1,57	2,00	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2030	1,58	2,00	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2031	1,40	1,79	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2032	1,38	1,40	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2033	1,20	1,22	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2034	1,21	1,22	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2035	1,20	1,21	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2036	1,20	1,22	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno

(Continua)

(Continuação)

Ano	PIB	Investimento agregado	Consumo das famílias	Consumo do governo	Emprego	Exportações
2037	1,12	1,14	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2038	1,12	1,14	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2039	1,10	1,12	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno
2040	1,11	1,13	Endógeno	Endógeno	Endógeno	Endógeno

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Entre 2020 e 2040, apenas o PIB agregado e o investimento agregado são mantidos como exógenos, seguindo os valores estipulados do programa Pró-Infra (Brasil, 2019). As demais variáveis macroeconômicas que antes eram exógenas passam a ser endógenas, integrando a dinâmica recursiva do modelo.

Além disso, o modelo considera que, entre 2020 e 2040, haverá um crescimento da produtividade do trabalho de 1%, da população de 1%, do emprego tendencial de 2% e do volume agregado de exportações de 4%. As demais variáveis do modelo se ajustam endogenamente.

3.2 Calibração do choque de investimentos do cenário transformador

O cenário transformador considerado leva em conta os investimentos projetados pelo programa Pró-Infra a partir de 2021. O investimento em infraestrutura foi desagregado em quatro setores da infraestrutura, sendo eles: energia elétrica, telecomunicações, saneamento e transportes.

O choque de investimento em infraestrutura desloca a trajetória *business as usual* do cenário de referência da economia, pois os investimentos do Pró-Infra são adicionados ao modelo como um choque exógeno na variável investimento. Deste modo, a partir desse choque, as outras variáveis se adaptam pela dinâmica recursiva do modelo EGC. A tabela 3 apresenta os investimentos considerados no cenário transformador e o gráfico 3 apresenta o comparativo entre o cenário transformador e o cenário de referência.

TABELA 3
Cenário transformador de investimentos por setor da infraestrutura (2020-2040)
(Em R\$ 1 bilhão)

Ano	Energia elétrica	Telecomunicações	Saneamento	Rodoviário	Ferrovário	Aquaviário	Aeroportuário	Mobilidade	Total
2020	52,05	29,22	12,38	30,86	3,95	7,97	2,64	4,09	143,16
2021	62,03	42,92	23,27	31,37	11,67	9,28	1,96	8,11	190,60
2022	51,89	58,42	28,10	47,82	15,84	14,30	2,37	23,97	242,72
2023	49,08	54,07	34,57	55,34	17,24	11,90	5,36	27,44	254,99
2024	34,54	62,57	40,36	63,75	18,86	13,81	6,64	31,55	272,07
2025	45,02	65,81	42,85	67,79	19,92	14,58	7,63	34,06	297,68

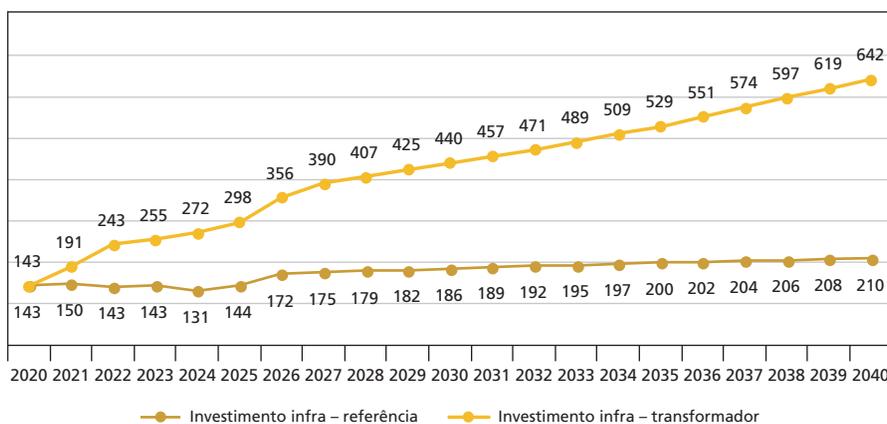
(Continua)

(Continuação)

Ano	Energia elétrica	Telecomunicações	Saneamento	Rodoviário	Ferrovário	Aquaviário	Aeroportuário	Mobilidade	Total
2026	89,54	68,63	44,98	71,46	20,92	15,24	8,69	36,43	355,89
2027	108,96	71,91	47,50	75,61	21,99	16,01	9,20	39,06	390,24
2028	113,87	74,39	49,30	78,95	22,90	16,57	9,64	41,29	406,91
2029	117,54	77,57	51,72	83,06	23,96	17,32	10,15	43,92	425,23
2030	122,35	79,73	53,18	86,09	24,81	17,78	10,53	45,96	440,43
2031	124,93	82,63	55,32	89,93	25,81	18,45	11,02	48,44	456,52
2032	129,32	84,87	56,82	93,04	26,64	18,93	11,35	50,50	471,47
2033	130,88	88,42	59,58	97,65	27,76	19,78	11,81	53,42	489,31
2034	134,41	92,05	62,40	102,38	28,91	20,65	12,17	56,43	509,39
2035	136,19	95,82	65,33	107,31	30,10	21,56	12,74	59,56	528,60
2036	141,42	99,57	68,23	112,24	31,28	22,45	13,33	62,71	551,22
2037	146,69	103,38	71,16	117,26	32,48	23,35	13,93	65,92	574,18
2038	152,15	107,09	73,96	122,18	33,64	24,23	14,54	69,08	596,88
2039	157,43	110,80	76,73	127,11	34,81	25,09	15,15	72,24	619,37
2040	162,73	114,57	79,55	132,14	35,99	25,98	15,74	75,47	642,18

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3
Investimentos em infraestrutura nos cenários transformador e referência (2020-2040)
(Em R\$ 1 bilhão)



Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Os investimentos em infraestrutura do cenário transformador são implementados por setor e por UF do modelo de acordo com o programa Pró-Infra, sendo estes incorporados no modelo de forma incremental aos investimentos do cenário de referência. A divisão dos investimentos do programa é apresentada na tabela 4.

TABELA 4
Divisão dos investimentos do Pró-Infra por setor da infraestrutura e por UF
 (Em %)

UF	Saneamento	Energia elétrica	Transportes	Telecom
Acre	0,56	0,00	1,75	0,00
Alagoas	1,67	0,00	0,63	0,00
Amazonas	1,69	0,65	0,22	0,65
Amapá	0,61	0,00	0,00	0,00
Bahia	4,32	19,10	5,65	19,10
Ceará	4,53	8,62	0,90	8,62
Distrito Federal	0,46	0,00	0,00	0,00
Espírito Santo	2,94	4,38	2,11	4,38
Goiás	4,98	0,68	4,97	0,68
Maranhão	3,92	6,29	4,16	6,29
Minas Gerais	13,89	2,80	8,48	2,80
Mato Grosso do Sul	2,21	0,09	5,14	0,09
Mato Grosso	2,61	3,03	5,83	3,03
Pará	5,58	4,25	5,17	4,25
Paraíba	1,49	2,10	0,00	2,10
Pernambuco	3,88	6,29	2,00	6,29
Piauí	1,66	6,29	2,66	6,29
Paraná	3,33	2,20	9,72	2,20
Rio de Janeiro	10,99	13,27	2,66	13,27
Rio Grande do Norte	1,28	10,71	0,66	10,71
Rondônia	1,17	0,65	5,48	0,65
Roraima	0,14	0,65	0,20	0,65
Rio Grande do Sul	8,41	3,00	6,17	3,00
Santa Catarina	4,82	3,30	3,94	3,30
Sergipe	0,84	0,00	0,00	0,00
São Paulo	11,39	1,46	17,17	1,46
Tocantins	0,63	0,19	4,34	0,19
Total	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Dados da pesquisa.
 Elaboração dos autores.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

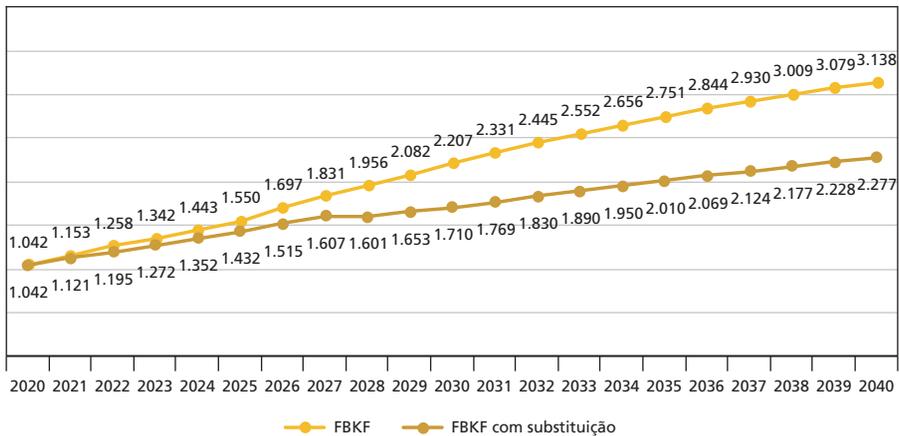
O Pró-Infra projeta que em 2040 o nível de investimento em infraestrutura será o triplo do investimento no cenário de referência, alcançando a rubrica de R\$ 642 bilhões. O gráfico 4 apresenta os investimentos do cenário transformador e do cenário de referência para o setor não infraestrutura, que será denominado como formação bruta de capital físico (FBKF). Os choques de investimento foram

dados somente nos quatro setores de infraestrutura considerados no modelo – saneamento, energia elétrica, transportes e telecomunicações. Deste modo, o investimento dos outros setores da economia, FBKF, respondem ao investimento em infraestrutura devido à dinâmica recursiva do modelo.

GRÁFICO 4

Investimento no setor não infraestrutura nos cenários transformador e referência (2020-2040)

(Em R\$ 1 bilhão)



Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

O modelo EGC estima que a FBKF do Brasil alcançará a rubrica de R\$ 3,1 trilhões em 2040, representando um nível de investimento 38% maior do que em relação ao cenário de referência. Além dos efeitos sobre os investimentos dos outros setores da economia brasileira, o investimento em infraestrutura possui impactos sobre a PTF da economia. A tabela 5 apresenta o cenário de referência e o cenário transformador, considerando o efeito dos investimentos em infraestrutura na PTF para o período entre 2021 e 2040.

TABELA 5

Choque dos investimentos na PTF brasileira (2021-2040)

(Em %)

Ano	Cenários		Diferença
	Referência	Transformador	
2021	1,6	1,9	0,3
2022	0,5	1,2	0,7
2023	0,5	1,3	0,8
2024	0,4	1,2	0,8

(Continua)

(Continuação)

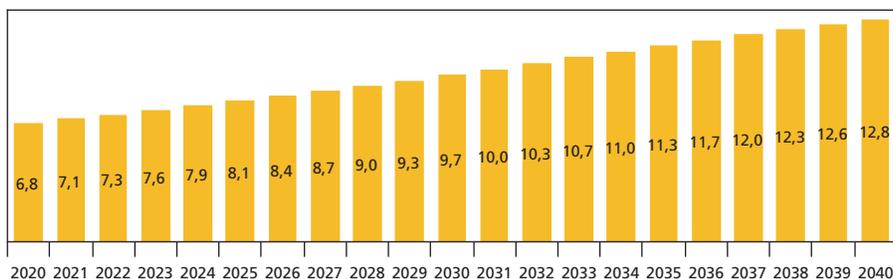
Ano	Cenários		Diferença
	Referência	Transformador	
2025	0,3	1,1	0,8
2026	0,4	1,2	0,9
2027	0,4	1,2	0,9
2028	0,4	1,1	0,8
2029	0,4	1,1	0,7
2030	0,4	1,0	0,7
2031	0,4	1,0	0,7
2032	0,4	1,0	0,7
2033	0,4	1,0	0,7
2034	0,4	1,0	0,6
2035	0,4	1,0	0,6
2036	0,4	1,0	0,6
2037	0,4	1,0	0,6
2038	0,4	1,0	0,6
2039	0,4	1,0	0,6
2040	0,4	1,0	0,6

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Os resultados do gráfico 4 e da tabela 5 mostram os efeitos positivos que os investimentos em infraestrutura fomentados pelo Pró-Infra possuem nos outros setores da economia e na PTF. O gráfico 5 apresenta os resultados dos efeitos dos investimentos gerados pelo Pró-Infra no PIB do Brasil até 2040 considerando que não há concorrência entre os setores infraestrutura e não infraestrutura pelos recursos disponíveis, ou seja, não há restrição ao financiamento nem efeito substituição entre os setores.

GRÁFICO 5

PIB brasileiro considerando o choque de investimentos em infraestrutura (2020-2040) (Em R\$ 1 trilhão)



Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Os resultados obtidos com o modelo EGC indicam que o cenário transformador de investimentos em infraestrutura leva o crescimento médio do PIB para 3,22% a.a. nos próximos vinte anos. Embora pareça um crescimento singelo, o crescimento econômico esperado pelo cenário de referência para os próximos vinte anos no Brasil é de 1,65% a.a. Portanto, o pacote de investimentos em infraestrutura esperado pelo Pró-Infra teria a capacidade de dobrar a taxa de crescimento da economia brasileira pelos próximos vinte anos caso os investimentos em infraestrutura fossem estritamente exógenos, levando o país a um nível de produto 34% maior ao final dos vinte anos.

A aprovação de novos marcos regulatórios no setor de infraestrutura, entretanto, tende a aumentar proporcionalmente mais a remuneração do estoque de capital em infraestrutura que a do estoque de não infraestrutura. Diante do exposto, é crível presumir que os setores de infraestrutura tendem a atrair mais capital em comparação aos outros setores da economia, havendo, inclusive, uma migração de uma parcela do capital de outros setores para o setor de infraestrutura em busca de melhor rentabilidade, caracterizando um efeito substituição.

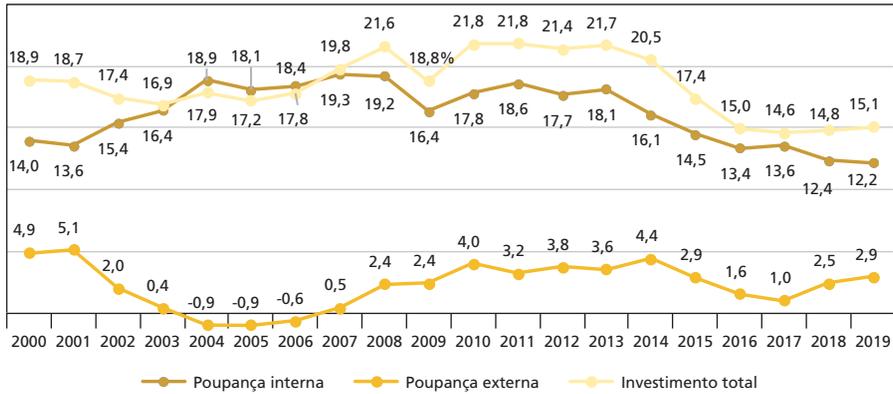
As limitações de recursos para financiar os investimentos brasileiros tendem a potencializar essa migração, pois, diante de recursos escassos, a alocação de capital é ajustada rapidamente em busca de uma maior remuneração.

A teoria neoclássica preconiza que o investimento é igual à poupança da economia, conforme ilustrado no apêndice A (seção A.1). Entre 2000 e 2019, a taxa média de poupança na economia brasileira foi de 16,2%, tendo alcançado o máximo do período de 19% do PIB entre 2007 e 2008, mas declinando desde então, chegando a 12% em 2019. A taxa de poupança e a de investimentos são diretamente ligadas; portanto, nos períodos em que a taxa de poupança interna se deteriorou, a taxa de investimento acompanhou o mesmo movimento ou o *gap* entre investimento e poupança interna foi suprido pela poupança externa.

O gráfico 6 apresenta a evolução das taxas de investimento e das poupanças internas e externas da economia brasileira em percentual do PIB.

GRÁFICO 6

Taxa de investimento e poupanças interna e externa da economia brasileira (2000-2019)
(Em % do PIB)



Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

O gráfico 6 evidencia que o Brasil, exceto entre 2004 e 2007, não logrou taxas de poupança interna suficientes para sustentar as taxas de investimento, tendo que recorrer à poupança externa para fechar a diferença. O decaimento da taxa de poupança dos últimos anos traz preocupações a respeito da capacidade de a economia brasileira financiar os investimentos necessários para lograr maiores taxas de crescimento, pois este é historicamente sustentado pela absorção de poupanças externas.¹¹

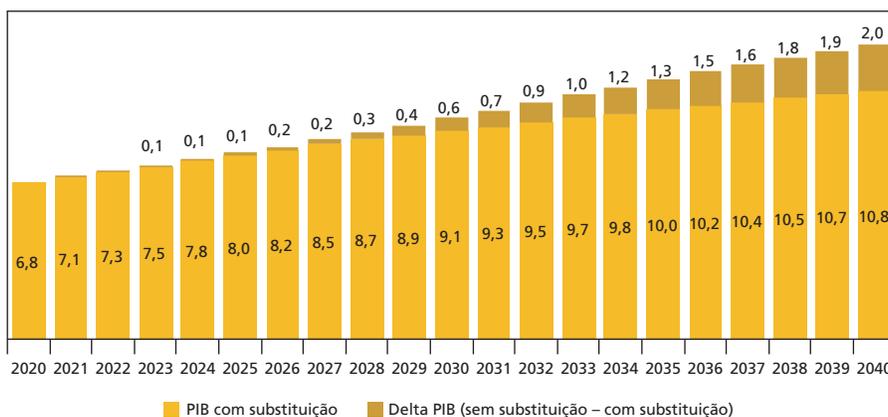
Dessa forma, devido à remuneração do capital diferenciada entre o setor de infraestrutura e não infraestrutura e à taxa de poupança interna brasileira insuficiente para sustentar os investimentos do país, foi simulado um novo cenário transformador que insere substituição entre os setores infraestrutura e não infraestrutura na dinâmica recursiva do modelo.

O gráfico 7 considera o mesmo choque transformador de investimentos em infraestrutura do Pró-Infra considerado no gráfico 5, mas adiciona o efeito substituição entre os investimentos em infraestrutura e não infraestrutura.

11. Sustentar taxas de investimento maiores do que a poupança interna da economia incorre em aumento do passivo externo. Embora a atração de capitais para investimento seja benéfica à economia, o aumento do passivo externo gera pressões sobre a desvalorização do câmbio, que, por sua vez, diminui a capacidade de absorção de poupanças externas. Deste modo, os investimentos estrangeiros não são isentos de custos, pois o aumento da captação de recursos externos gera uma pressão sobre a estrutura do balanço de pagamentos (Pastore, Pinotti e Pagano, 2010). O início do mecanismo de transmissão do desafio de sustentar taxas de investimentos elevadas com taxas de poupança baixas é expresso pela equação (A.10), a qual ilustra que se $I > S$, $(X - M)$ será por construção negativo. Isto é, a equação (A.10) evidencia que a diferença entre investimento e poupança é equalizada pelo déficit em conta corrente. Para mais detalhes ver apêndice A, seção A.2.

GRÁFICO 7

PIB brasileiro considerando o choque de investimentos em infraestrutura com efeito substituição entre infraestrutura e não infraestrutura (2020-2040)
(Em R\$ 1 trilhão)



Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Ao analisar os efeitos substituição entre o estoque de capital de infra e não infra, nota-se que há diminuição da taxa de crescimento da economia brasileira em relação ao cenário transformador exógeno. O efeito substituição faz com que a taxa de crescimento de longo prazo caia de 3,22% a.a. para 2,34% a.a. pelos próximos vinte anos.

É importante destacar que a própria dinâmica recursiva do modelo gera uma diminuição no efeito do choque dada a inserção do efeito substituição. Desta maneira, a queda do crescimento entre os dois cenários transformadores – com e sem efeito substituição – é explicada por dois fatores: i) o próprio efeito substituição; e ii) a limitação metodológica da dinâmica recursiva do modelo empregado.

Embora o resultado não seja tão positivo quanto no cenário exógeno, o pacote de investimentos do Pró-Infra ainda possui capacidade de aumentar em 42% a taxa de crescimento de longo prazo da economia brasileira quando comparada à taxa do cenário de referência de 1,65%.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo objetivou simular os efeitos do choque transformador em infraestrutura na economia brasileira ocasionado pelas mudanças institucionais do Pró-Infra. A contribuição principal do trabalho foi simular os efeitos do Pró-Infra sobre o PIB brasileiro nos próximos vinte anos, considerando um cenário com efeito substituição entre os setores e outro sem.

Os resultados simulados pelo modelo EGC dinâmico calibrado regionalmente para a economia brasileira mostram que os investimentos projetados pelo Pró-Infra podem levar a economia brasileira para uma taxa média de crescimento entre 2,34% a.a. e 3,22% a.a. pelos próximos vinte anos, a depender do tamanho do efeito substituição entre os investimentos nos setores de infraestrutura – saneamento, transportes, energia elétrica e telecomunicações – e não infraestrutura.

Embora o desafio de financiar o choque transformador de investimentos em infraestrutura seja elevado, ele não é impossível. A agenda de reformas iniciadas pelo governo traz boas perspectivas para que o sonho do aumento dos investimentos seja real.

Portanto, para que o país logre taxas de crescimento mais elevadas nos próximos vinte anos, sem que a saúde econômica do país seja ameaçada, é imprescindível que as reformas estruturais da economia brasileira sejam aprovadas e intensificadas, pois estas são preponderantes para o aumento da poupança e, conseqüentemente, o aumento dos investimentos.

REFERÊNCIAS

- ALVES, J. E. D. Bônus demográfico no Brasil: do nascimento tardio à morte precoce pela covid-19. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 37, p. 1-18, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.20947/s0102-3098a0120>.
- ARMINGTON, P. S. A theory of demand for products distinguished by place of production. **Staff Papers (International Monetary Fund)**, v. 16, n. 1, p. 159-178, 1969. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/3866403>.
- BRASIL. Ministério da Economia. **Pró-Infra** – caderno 1: estratégia de avanço na infraestrutura. Brasília: SDI, 2019.
- CARMIGNANI, F. The economics of growth. **Economic Record**, v. 86, n. 272, 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2010.00622.x>.
- CARVALHO, T. S.; DOMINGUES, E. P.; HORRIDGE, M. J. Controlling deforestation in the Brazilian Amazon: regional economic impacts and land-use change. **Land Use Policy**, v. 64, p. 327-341, 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2017.03.001>.
- DIXON, P. B.; RIMMER, M. T. **Forecasting and policy analysis with a dynamic CGE model of Australia**. Melbourne: Universidade Monash, 1998. (Preliminary Working Paper, n. OP-90).
- DIXON, P. B.; RIMMER, M. T. **Dynamic general equilibrium modelling for forecasting and policy**: a practical guide and documentation of Monash. Amsterdã: Elsevier, 2002.

DOBBS, R. *et al.* **Infrastructure productivity**: how to save \$1 trillion a year. McKinsey Global Institute, jan. 2013.

DOMINGUES, E. P.; BETARELLI JUNIOR, A. A.; MAGALHÃES, A. S. Quanto vale o show? Impactos econômicos dos investimentos da Copa do Mundo 2014 no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 41, n. 2, 2011. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/ee/a/PNxNHQMB3RJfBd5w7wqPKvk/?format=pdf&lang=pt>.

DOMINGUES, E. P.; MAGALHÃES, A. S.; FARIA, W. R. Infraestrutura, crescimento e desigualdade regional: uma projeção dos impactos dos investimentos do programa de aceleração do crescimento (PAC) em Minas Gerais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 1, abr. 2009. Disponível em: http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5125/1/PPE_v39_n01_Infraestrutura.pdf.

FERREIRA FILHO, J. B. D. S.; HORRIDGE, M. Ethanol expansion and indirect land use change in Brazil. **Land Use Policy**, v. 36, p. 595-604, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2013.10.015>.

HORRIDGE, M. **Preparing a TERM bottom-up regional database**. Centre of Policy Studies/Monash University, 2006.

HORRIDGE, M.; MADDEN, J.; WITTWER, G. The impact of the 2002-2003 drought on Australia. **Journal of Policy Modeling**, v. 27, n. 3, p. 285-308, 2005. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2005.01.008>.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de insumo-produto**: Brasil – 2015. Rio de Janeiro: IBGE, 2018.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C.; PAGANO, T. D. A. **Limites ao crescimento econômico**. 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>.

RAISER, M. *et al.* **De volta ao planejamento**: como preencher a lacuna de infraestrutura no Brasil em tempos de austeridade. Banco Mundial, 2017. (Relatório, n. 117392-BR). Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/24414/relatorio-de-volta-ao-planejamento.pdf?sequence=1&isAllowed=y>.

SANTOS, G. F. *et al.* Análise da trajetória tendencial e choques de investimentos em equilíbrio geral computável dinâmico para o estado da Bahia. **Revista de Economia do Nordeste**, v. 50, n. 2, p. 183-203, 2019. Disponível em: <https://g20mais20.bnb.gov.br/revista/index.php/ren/article/view/993/773>.

SEUNG, C. K.; KRAYBILL, D. S. The effects of infrastructure investment: a two-sector dynamic computable general equilibrium analysis for Ohio. **International Regional Science Review**, v. 24, n. 2, p. 261-281, 2001. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/fut>.

SOUZA-JÚNIOR, J. R. C.; CONELIO, F. M. **Estoque de capital fixo no Brasil: séries desagregadas anuais, trimestrais e mensais**. Rio de Janeiro: Ipea, 2020. (Texto para Discussão, n. 2580). Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/200908_td_2580.pdf.

STRACHMAN, E. Crescimento econômico brasileiro (1930-2015) e seus obstáculos: uma análise histórico-estrutural. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 16, n. 1, p. 35-60, 2019.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

PAULANI, L. M.; BRAGA, M. B. **A nova contabilidade social**. 4. ed. Editora Saraiva, 2013.

RAMEY, V. **The macroeconomic consequences of infrastructure investment**. Cambridge, Massachusetts: NBER, 2020. (Working Paper, n. 27625). Disponível em: <https://doi.org/10.3386/w27625>.

TINOCO, G.; GIAMBIAGI, F. **O crescimento da economia brasileira 2018-2023**. BNDES, 2018. Disponível em: [https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/14760/1/Perspectivas 2018-2023_P.pdf](https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/14760/1/Perspectivas%202018-2023_P.pdf).

APÊNDICE A

A.1 AS IDENTIDADES MACROECONÔMICAS

A demanda agregada de uma economia fechada é expressa por:

$$Y = C + I + G, \quad (\text{A.1})$$

em que C = consumo; I = investimento; e G = gasto público.

Somando-se a tributação (T) aos dois lados da equação (A.1), obtém-se:

$$Y + T = C + I + G + T; \text{ e} \quad (\text{A.2})$$

$$[(Y - T) - C] + (T - G) = I. \quad (\text{A.3})$$

Em que:

$$[(Y - T) - C] = S_i = \text{Poupança privada da economia}, \quad (\text{A.4})$$

$$(T - G) = S_g = \text{Poupança do governo}; \text{ e} \quad (\text{A.5})$$

$$S_i + S_g = S = \text{Poupança Interna da Economia}. \quad (\text{A.6})$$

Portanto, demonstra-se que a poupança de uma economia é igual ao investimento dessa mesma economia:

$$S = I. \quad (\text{A.7})$$

Ao adicionar a balança comercial na equação (A.3), obtém-se o agregado de uma economia aberta.

$$Y = C + I + G + (X - M), \quad (\text{A.8})$$

em que X = exportações; e M = importações.

Adicionando tributação (T) e rearranjando a equação (A.8), obtém-se:

$$[(Y - T) - C] + (T - G) - I = (X - M); \text{ e} \quad (\text{A.9})$$

$$S - I = (X - M). \quad (\text{A.10})$$

A equação (A.10) demonstra que a diferença entre poupança e investimento é explicada pelo saldo da conta corrente da economia. Dessa maneira, quando a economia apresenta taxas de investimentos que superam a taxa de poupança interna, é necessário que a economia recorra à absorção de poupanças externas. A poupança externa é definida por:

$$S_x = M - X + RLEE, \quad (\text{A.11})$$

em que S_x = poupança externa; e RLEE = rendas líquidas enviadas ao exterior.

Através da demonstração do agregado macroeconômico das equações (A.7), (A.8) e (A.11), deriva-se a contribuição principal do trabalho – discutir os desafios de financiar o choque transformador dos investimentos brasileiros necessários para que o país logre maiores taxas de crescimento nos próximos anos.

A.2 MECANISMO DE AJUSTE DO BALANÇO DE PAGAMENTOS PARA SUSTENTAR INVESTIMENTOS MAIORES DO QUE A TAXA DE POUPANÇA INTERNA

O desafio de ampliar a taxa de investimento para até 2040 é elevado, sobretudo considerando a dificuldade da economia brasileira em expandir a poupança interna. O gráfico 6 ilustra o desafio que a economia brasileira vem enfrentando ao longo dos anos 2000, em que o investimento superou a taxa de poupança na maior parte do tempo nesses últimos vinte anos. As estimativas do modelo EGC não trazem cenários diferentes, pois como visto nos dois cenários simulados, os investimentos tenderiam a superar a taxa de poupança pelos próximos vinte anos.

Sustentar taxas de investimento maiores do que a poupança interna da economia incorre em aumento do passivo externo. Embora a atração de capitais para investimento seja benéfica à economia, o aumento do passivo externo gera pressões sobre a desvalorização do câmbio, que, por sua vez, diminui a capacidade de absorção de poupanças externas. Deste modo, os investimentos estrangeiros não são isentos de custos, pois o aumento da captação de recursos externos gera uma pressão sobre a estrutura do balanço de pagamentos (Pastore, Pinotti e Pagano, 2010).

O início do mecanismo de transmissão do desafio de sustentar taxas de investimentos elevadas com taxas de poupança baixas é expresso pela equação (A.10), a qual ilustra que se $I > S$, $(X - M)$ será por construção negativo. Isto é, a equação (A.10) evidencia que a diferença entre investimento e poupança é equalizada pelo déficit em conta corrente. Nessa mecânica, o passivo externo estará aumentando, bem como a busca por poupança externa, incorrendo em aumento das importações líquidas. Tudo o mais constante, a entrada de capitais valoriza o câmbio, favorecendo as importações líquidas. Após determinado período, aumenta-se o envio de rendas líquidas ao exterior (RLEE), pois os investidores internacionais buscam os retornos dos seus investimentos. Logo, a saída de capitais gera uma pressão de desvalorização do câmbio e acaba por estimular as exportações, o que por fim culmina em uma diminuição da capacidade de absorver poupança externa (Pastore, Pinotti e Pagano, 2010).

A mecânica exposta explica o motivo do Brasil não conseguir sustentar altas taxas de investimentos por longos períodos de tempo sem que a pressão sobre o balanço de pagamentos se torne uma restrição quase que mortal para o crescimento da economia brasileira (Faro e Silva, 2020; Pastore, Pinotti e Pagano, 2010). A manutenção da mecânica citada considera que não haja restrições sobre o fluxo

de capitais para a economia brasileira e que este fluxo é exatamente suficiente para atender à demanda ociosa. Além disso, o ajuste no câmbio causado pelo passivo externo não é imediato, levando de três a cinco anos, segundo (Pastore, Pinotti e Pagano, 2010). Contudo, o que acontece com a economia brasileira caso os fluxos de capitais cessem ou caso eles sejam excessivos em relação à demanda?

No caso de os recursos externos cessarem repentinamente, a desvalorização do câmbio ocorre antes que o aumento do passivo externo comece a gerar pressão sobre o balanço de pagamentos. Assim, a diminuição da capacidade de absorver poupança externa acontece prematuramente, e conseqüentemente não é possível manter o nível de investimentos. Diametralmente, o excesso de recursos externos gera uma valorização excessiva do câmbio, inclusive do câmbio real, dado que existe um certo nível de rigidez de preços, como observado em 1994 (Pastore, Pinotti e Pagano, 2010). A entrada excessiva de recursos se torna ainda mais sensível se o país já estiver apresentando déficits em conta corrente, pois a entrada excessiva de recursos acelera o crescimento do passivo externo. A sobrevalorização do câmbio traz um cenário virtualmente de bonança, mas logo em seguida é necessário um forte ajuste no câmbio, sendo este tanto mais forte quanto a sobrevalorização no câmbio real, pois há um aumento expressivo na RLEE (Pastore, Pinotti e Pagano, 2010).

REFERÊNCIAS

FARO, K. C.; SILVA, C. G. da. Poupança externa e crescimento econômico brasileiro: uma análise de duas visões díspares. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 40, n. 1, p. 117-137, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/0101-31572020-2972>.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C.; PAGANO, T. de A. **Limites ao crescimento econômico**. 2010. Disponível em: <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>.

Originais submetidos em: dez. 2020.

Última versão recebida em: maio 2022.

Aprovada em: maio 2022.

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